

정책연구
2022-11

청년과 중고령 세대 간 고용대체 관계 연구

김세음 · 강신혁 · 윤윤규

목 차

요 약	i
제1장 서 론	(김세움) 1
제2장 연령층별 고용조정·변동 : 이론적·실증적 선행연구 고찰	(윤윤규) 4
제1절 논의의 배경 및 필요성	4
제2절 연령층별 고용조정·변동에 대한 이론적 논의 및 예측: 인적자본 및 장기고용계약의 성격을 중심으로	7
1. 고용조정·변동에 대한 인적자본이론의 예측 및 함의	7
2. 고용조정·변동에 대한 장기고용계약이론의 예측 및 함의	11
제3절 생산기술 변화에 따른 생산요소 간 대체 및 연령층별 고용변동에 관한 이론적 논의 및 예측	17
제4절 관련 실증연구 결과 정리 및 논의	20
제5절 요약 및 소결	26
제3장 중고령층 및 청년층 고용 간 관계 분석	(김세움) 30
제1절 분석 자료 및 방법	31
제2절 분석 결과	32
1. 기초통계	32
2. 세대 간 고용대체 관계 분석 결과	33
3. 세대 간 고용대체 관계: 성별 분석 결과	48
4. 세대 간 고용대체 관계: 사업체 규모별 분석 결과	55
5. 세대 간 고용대체 관계: 공공 및 민간부문별 분석 결과	64

6. 세대 간 고용대체 관계: 제조업 및 비제조업별 분석 결과	68
제3절 소 결	72
제4장 세대 간 노동수요 대체탄력성 분석	(강신혁) 80
제1절 서 론	80
제2절 세대 간 고용 대체 · 보완관계: 거시적 단위 분석	84
1. 세대 간 고용현황: 거시 시계열 자료	84
2. 집계 시계열 자료를 활용한 세대 간 대체 · 보완관계 추정	87
제3절 세대 간 고용 대체탄력성: 미시적 단위 CES 생산함수 추정 ..	91
1. 추정대상: CES 생산함수와 대체탄력성	91
2. 사업체패널조사(Workplace Panel Survey, WPS)	94
3. 변수 및 표본선택	95
4. 추정방법	97
5. 추정 결과 1: 전 기간 표본 분석 결과	101
6. 추정 결과 2: 구조적 변화 검정	107
제4절 소 결	109
제5장 결 론	(김세음) 111
제1절 연구 결과 요약	111
제2절 향후 세대 간 고용대체 관계 전망 및 정책 시사점	112
1. 향후 한국의 인구구조 변화를 반영한 세대 간 고용대체 관계 전망	112
2. 정책 시사점	114
제3절 맺음말	116
참고문헌	118
[부 록] 연도별 사업체패널조사 기초통계: 2005~2019년 ..	125

포 목 차

<표 2- 1> 연령층별 해고 확률, 고용변동, 대체성, 기술 변화에 관한 실증연구	24
<표 3- 1> 기초통계: 사업체패널 자료(6~8차 조사)	33
<표 3- 2> 55세 이상 및 35세 미만 연령대 고용인원 간 관계 (2015~2019년)	35
<표 3- 3> 55세 이상 및 35세 미만 연령대 고용비중 간 관계 (2015~2019년)	37
<표 3- 4> 55세 이상 및 35~54세 연령대 고용인원 간 관계 (2015~2019년)	39
<표 3- 5> 55세 이상 및 35~54세 연령대 고용비중 간 관계 (2015~2019년)	41
<표 3- 6> 50세 이상 및 30세 미만 연령대 고용인원 간 관계 (2005~2013년)	42
<표 3- 7> 50세 이상 및 30세 미만 연령대 고용비중 간 관계 (2005~2013년)	43
<표 3- 8> 중고령층 및 청년층 고용인원/비중 간 관계 (2005~2007년)	46
<표 3- 9> 중고령층 및 청년층 고용인원/비중 간 관계 (2009~2019년)	47
<표 3-10> 55세 이상 및 35세 미만 연령대 남성 고용인원 간 관계 (2015~2019년)	49
<표 3-11> 55세 이상 및 35세 미만 연령대 남성 고용비중 간 관계 (2015~2019년)	49

<표 3-12> 55세 이상 및 35세 미만 연령대 여성 고용인원 간 관계 (2015~2019년)	51
<표 3-13> 55세 이상 및 35세 미만 연령대 여성 고용비중 간 관계 (2015~2019년)	52
<표 3-14> 55세 이상 남성 및 35세 미만 여성 고용인원 간 관계 (2015~2019년)	53
<표 3-15> 55세 이상 남성 및 35세 미만 여성 고용비중 간 관계 (2015~2019년)	54
<표 3-16> 55세 이상 및 35세 미만 고용인원 간 관계: 300인 이상 사업체(2015~2019년)	55
<표 3-17> 55세 이상 및 35세 미만 고용비중 간 관계: 300인 이상 사업체(2015~2019년)	56
<표 3-18> 55세 이상 및 35세 미만 고용인원 간 관계: 100인 이상 300인 미만 사업체(2015~2019년)	58
<표 3-19> 55세 이상 및 35세 미만 고용비중 간 관계: 100인 이상 300인 미만 사업체(2015~2019년)	59
<표 3-20> 55세 이상 및 35세 미만 고용인원 간 관계: 30인 이상 100인 미만 사업체(2015~2019년)	60
<표 3-21> 55세 이상 및 35세 미만 고용비중 간 관계: 30인 이상 100인 미만 사업체(2015~2019년)	61
<표 3-22> 55세 이상 및 35세 미만 고용인원 간 관계: 30인 미만 사업체(2015~2019년)	62
<표 3-23> 55세 이상 및 35세 미만 고용비중 간 관계: 30인 미만 사업체(2015~2019년)	63
<표 3-24> 55세 이상 및 35세 미만 고용인원 간 관계: 공공부문 사업체(2015~2019년)	65
<표 3-25> 55세 이상 및 35세 미만 고용비중 간 관계: 공공부문 사업체(2015~2019년)	66
<표 3-26> 55세 이상 및 35세 미만 고용인원 간 관계: 민간부문 사업체(2015~2019년)	67

<표 3-27> 55세 이상 및 35세 미만 고용비중 간 관계: 민간부문 사업체(2015~2019년)	68
<표 3-28> 55세 이상 및 35세 미만 고용인원 간 관계: 제조업부문 사업체(2015~2019년)	69
<표 3-29> 55세 이상 및 35세 미만 고용비중 간 관계: 제조업부문 사업체(2015~2019년)	70
<표 3-30> 55세 이상 및 35세 미만 고용인원 간 관계: 비제조업부문 사업체(2015~2019년)	71
<표 3-31> 55세 이상 및 35세 미만 고용비중 간 관계: 비제조업부문 사업체(2015~2019년)	72
<표 3-32> 분석 결과 요약	75
<표 4- 1> HP 필터: 연령별 고용률 상관관계 테이블	86
<표 4- 2> 집계 시계열 자료를 활용한 CES 함수 추정	89
<표 4- 3> 집계 시계열 자료를 활용한 CES 함수 추정: 이전 기 변수가 추가된 경우	90
<표 4- 4> 사업체패널조사(WPS) 2005~2019년 기초통계	97
<표 4- 5> CES 생산함수 추정: 청년층과 그 외 세대 간 대체탄력성 추정	102
<표 4- 6> CES 생산함수 추정: 고령층과 그 외 세대 간 대체탄력성 추정	103
<표 4- 7> CES 생산함수 추정: 중년층과 그 외 연령층 간 대체탄력성	104
<표 4- 8> CES 생산함수 추정: 전 세대 간 대체탄력성 추정 1	105
<표 4- 9> CES 생산함수 추정: 전 세대 간 대체탄력성 추정 2	106
<표 4-10> 구조적 변화 검정: <표 4-6>~<표 4-7> 2009년 이전과 이후 기간별로 재추정	108

그림목차

- [그림 2-1] 기업특수적 인적자본 투자, 생산성 및 임금 9
- [그림 2-2] 이연임금계약 틀에서의 생산성 및 임금(Lazear, 1979) ... 13
- [그림 2-3] 기업특수적 인적자본(감가상각) 틀에서의 생산성,
임금 및 지대 15
- [그림 4-1] 연령별 고용률 분포 변화: 1981년 1분기~2021년 4분기 .. 85
- [그림 4-2] 연령별 고용률 변화: 1990년 1분기~2019년 1분기 85
- [그림 5-1] 청년층 연령대별 인구 변화 전망(2020~2070년) 113
- [그림 5-2] 생산연령인구 연령대별 인구 변화 전망(2020~2070년) .. 114

요 약

본 연구는 향후 5년간 수행될 한국노동연구원의 청년일자리 연구 사업의 1년차에 수행되는 연구로서, 현재 한국의 노동시장에서 나타나는 세대 간 고용대체 관계가 어떠한지 분석해보고 향후 변화를 전망하는 연구가 필요하다는 요구에 부응하고자 한다.

과거 60세 정년연장 시행 여부 결정을 앞두고 한국의 청년 및 중고령 세대 간 일자리 대체 가능성에 대해 다수의 선행연구가 수행된 이래 10년 이상의 세월이 흐른 시점에서, 최근 한국 노동시장 내 세대 간 일자리 대체관계가 어떠한지 분석하여 향후 청년일자리 정책 수립의 기초로 삼을 필요성이 제기된다. 본 연구를 통해 파악된 최근의 세대 간 고용 대체 가능성 변화 흐름을 토대로, 청년일자리사업이 지속되는 향후 5년간의 변화에 대한 전망 역시 상당 부분 가능할 것으로 기대된다.

이를 염두에 두고, 본 연구는 최근 한국 노동시장에서 청년 및 중고령 세대 간에 고용대체 관계가 어떠한지 정량적으로 분석하여 향후 5년간 청년일자리 정책 수립의 기초 자료를 제공하는 데 그 목적을 둔다. 이때 해당 주제에 대한 선행연구의 한계를 보완한 방법론 적용을 통해 학술적 기여 역시 시도해보고자 한다.

우선 본 연구의 제2장은 세대 간 고용대체 관계와 관련된 국내외 선행연구를 수집하여 면밀히 검토한다. 이를 위해 연령층별 고용조정 및 변동과 관련하여 국내외에서 진행되어 온 이론적·실증적 논의를 요약하여 정리함으로써, 이후 제3장과 제4장에서 수행되는 실증분석의 토대를 다지고자 한다.

다음으로 제3장에서는 축약형 모형을 활용한 실증분석으로서 과거 선행연구의 방법론을 따라 서로 다른 세대별 고용인원 및 비중

간 관계를 들여다보는 직관적인 분석을 수행한다. 즉 세대별 취업자의 인원 파악이 가능한 미시 자료인 한국노동연구원의 사업체패널조사 자료를 활용하여 분석하되, 고정효과 모형 등 내생성 편의를 상당 부분 통제한 분석을 수행함으로써 가급적 인과관계에 가까운 추정을 시도하였다.

제3장의 분석, 결과 2015~2019년 사이 55세 이상 중고령층과 35세 미만 청년층 간 고용대체 관계 존재 가능성을 시사하는 결과가 도출되었다. 연령대 설정 기준이 50세 이상과 30세 미만으로 이후 시기와 다른 사업체패널조사 이전 차수 자료를 통해 2005~2013년 사이 고용대체 관계를 분석하여 비교해 보면, 2010년대 초반 이전보다 2010년대 중반 이후 고용대체 관계가 좀 더 명확해진 것으로 나타난다. 그에 더해 2008년 전후로 세대 간 고용대체 관계에 구조적 변화가 있었는지 살펴보기 위해 2005~2007년 자료와 2009~2019년 자료를 각각 분석하여 그 결과를 비교한 결과, 2008년 이전에는 세대 간 고용대체 혹은 보완 관계에 대한 판단 근거가 명확하지 않았던 것과 비교하여 2008년 이후로는 세대 간 고용대체 관계가 뚜렷해진 것으로 분석된다. 더불어 다양한 세부 대상 및 표본에 대한 분석에서도 세대 간 고용이 보완 관계를 갖는다고 볼 근거는 나타나지 않고 있다. 반면 다수 세부 대상 및 표본에서 세대 간 고용대체 관계를 시사하는 분석 결과가 도출되었다.

다음으로 제4장에서는 제3장에서처럼 세대별 고용인원 및 비중 간 관계를 추정하는 직관적인 분석 대신, 세대 간 대체탄력성 개념에 초점을 맞추어 분석을 수행한다. 즉 집계시계열 자료 및 한국노동연구원의 사업체패널조사(WPS) 자료를 활용하여 거시적 단위와 미시적 단위 모두에서 CES 생산함수에 대한 세대 간 대체탄력성을 추정하여 대체 혹은 보완관계 여부를 분석하였다. 특히 미시적 단위 분석에서 2단계 추정법을 통해 관측 가능 및 불가능 요인을 최대한 통제함으로써 분석의 엄밀성을 기하였다.

제4장의 분석 결과, 거시 단위와 미시 단위 모두에서 세대 간 고용

에 약한 대체관계가 존재한다고 할 수 있으나 그 결과가 강건하진 않았다. 또한 분석 기간을 기준으로, 2009년 이전 대비 이후 시기에 구조적 변화로 인해 연령집단별 대체관계가 상대적으로 강해졌을 가능성을 시사하는 결과가 도출되었다.

제4장에서처럼 다른 세대 인력으로 정의된 생산요소 간 대체탄력성을 추정하는 것이 개념상 세대 간 노동수요 대체관계를 추정하는 가장 바람직한 방법으로서 그 학술적 기여도 역시 높다고 할 수 있다. 다만 정년연장 등 제도 변화에 따른 정책 효과 예측을 하고자 할 때, 제3장에서처럼 서로 다른 세대 고용 간 관계를 들여다보는 것이 연구주제와 더욱 직접적으로 연결된 분석이라는 인식이 가능하다. 따라서 제3장과 제4장의 분석 결과는 서로 보완적인 역할을 하는 것으로 이해할 필요가 있다.

마지막으로 제5장에서는 본 연구를 통해 도출된 분석 결과를 바탕으로, 향후 5년 정도의 기간 동안 세대 간 고용대체 관계가 어떤 양상으로 전개될지에 대해 본 분석의 한계 내에서 의미 있는 전망 결과를 제시하고, 이에 따른 정책 대응 방안에 대해 기초적인 수준에서 논의한다. 통계청 ‘장래인구추계’에 따르면 향후 최소 몇 년간은 30대 초반 청년층 인가와 50~64세 중고령층 인구가 동시에 증가하는 양상이 나타날 것으로 전망되는 점, 더불어 본 연구의 제3장과 제4장의 분석 결과, 최근 수년간 세대 간 고용대체 관계가 일정 수준 존재해왔을 가능성이 제시된 점을 감안하면, 향후 몇 년 동안 기존의 세대 간 고용대체 관계가 특별히 더 강해지진 않더라도 최소한 그다지 약해지지는 않을 가능성이 높은 것으로 전망해볼 수 있다. 이러한 전망은 세대 간 일자리 공존과 관련하여 영향을 미칠 가능성이 있는 정책을 수립하고 시행하는 데 있어 특히 향후 몇 년간에는 각별한 주의를 기울일 필요가 있음을 시사한다.

향후 예측되는 한국의 인구구조 변화 및 본 연구에서 수행한 실증 분석 결과를 종합하여 다음과 같은 정책 시사점을 도출할 수 있다. 먼저 제3장의 분석 결과를 바탕으로 논의해보면, 2010년대 중반 이

후 시기 청년층과 중고령층 간 고용대체 관계가 존재할 가능성이 높은 것으로 나타나므로 추가적인 정년연장 등 세대 간 고용에 대해 직접적인 영향을 미치는 정책의 경우 좀 더 면밀한 검토를 거쳐 차분하게 추진하는 것이 바람직할 것으로 판단된다.

다음으로 제4장의 대체탄력성 추정 결과 도출된 세대 간 고용대체 관계 존재 가능성을 토대로 할 때, 세대 간 고용이 보완관계를 갖는 경우 대비 청년층 고용에 따른 상대적인 인건비를 줄여줄 수 있는 정책이 청년층 일자리 창출에 더욱 큰 도움을 줄 수 있는 것으로 볼 수 있다. 예를 들어 최근 수년간 정부가 시행하여 왔던 청년추가고용 장려금 및 청년내일채움공제 등 중소기업의 청년 대상 인건비를 보조하는 사업이 청년고용 확대에 기여해왔고 앞으로도 상당히 기여할 가능성이 있다. 따라서 이러한 청년층 대상 고용장려금 사업에 대해 무조건 부정적 인식을 갖고 그 시행 범위 및 규모를 최소화하는 데만 집중하기보다, 기존 사업의 문제점을 보완하면서 앞서 살펴보았듯 인구구조상의 문제점이 지속될 것으로 예상되는 향후 수년간에 걸쳐서는 꾸준히 시행하는 것이 바람직할 것으로 판단한다.

제3장에서 수행된 세대별 고용인원 및 비중 간 관계에 대한 직관적인 분석과 제4장에서 수행된 세대 간 대체탄력성을 추정한 분석 결과 모두를 종합할 때, 최근 시기에 청년층 및 중고령층 세대 간 고용이 보완관계가 존재할 가능성은 사실상 거의 없다고 보아도 무방하고, 대체관계일 가능성이 높다고 보아야 할 것이다. 이는 2010년대 초반 이전 수행된 선행연구에서 도출된 바 있는 세대 간 고용 관련 낙관적 전망이 더 이상 현 시기에는 부합하지 않을 가능성이 높음을 시사한다. 이처럼 변화한 시대 상황에 맞는 고용정책의 수립 및 시행이 절실하다 하겠다.

제1장 서론

인구구조 변화로 인한 청년 인구의 감소가 현재의 심각한 청년고용 문제를 조만간 자연스럽게 완화시킬 것이란 전망이 있어 왔으나, 실제로 이러한 낙관적 기대가 충족될 것으로 확신하기는 어려운 상황으로 보인다.

통계청 국가통계포털에 제공된 통계청 장래인구추계에 따르면, 이미 상당 기간 감소해 온 전체 청년 인구(19~34세)가 향후에도 지속적으로 감소할 것으로 예상되기는 한다. 다만 구직활동이 가장 활발한 연령대인 20대 후반(25~29세) 인구의 경우 전체 청년 인구와는 달리 2021년 367만 명을 정점으로 2022년 이후에야 비로소 감소하기 시작할 것으로 통계청 장래인구추계는 추정하고 있다.

더불어 최근 극심한 취업난을 반영하여 주요 정책 대상 집단으로서의 의미가 커지고 있는 30대 초반(30~34세) 인구의 경우, 2021년 이후 증가세가 이어지다 2026년 366만 명 수준에서 정점을 찍고 그 이후에야 감소세로 전환될 것으로 통계청 장래인구추계에서 예측되고 있음에 주목할 필요가 있다.

이처럼 30대 초반 인구가 앞으로도 상당 기간 증가세를 이어가는 것과 더불어, 설령 20대 후반 인구가 본격적으로 감소한다 하더라도 한국 베이비붐 세대의 특성을 감안하면 바로 청년고용에 숨통이 트일 것으로 기대하기는 어려울 것으로 보인다.

일본의 예를 들어 한국에서도 청년 인구가 줄면 자연스럽게 청년고용 문제가 해결될 것으로 상정하는 경우가 있으나, 제2차 세계대전 후 일본

의 베이비붐(1947~49년)에 비해 한국전쟁 후 한국의 베이비붐(1955~62년)이 훨씬 오랜 기간 지속된 관계로 베이비붐 세대의 노동시장 이탈이 더디게 나타날 가능성이 높다는 점을 간과해서는 안 될 것이다. 더불어 청년 인구 감소가 경제의 활력을 저해하여 성장률 하락 및 질 좋은 일자리 감소를 초래할 가능성도 제기된다.

본 연구는 향후 5년간 수행될 한국노동연구원의 청년일자리 연구 사업의 1년차에 수행되는 연구로서, 현재 한국의 노동시장에서 나타나는 세대 간 고용대체 관계가 어떠한지 분석해보고 향후 변화를 전망하는 연구가 필요하다는 요구에 부응하고자 한다.

과거 60세 정년연장 시행 여부 결정을 앞두고 한국의 청년 및 중고령 세대 간 일자리 대체 가능성에 대해 다수의 선행연구가 수행된 바 있다. 다만 세대 간 노동수요 대체 혹은 보완 관계에 대한 명확한 결론은 내리지 않은 것으로 보인다. 즉 일부 선행연구(안주엽, 2010; 김대일, 2011; 김준영, 2011)는 한국의 노동시장에서 세대 간 일자리 경합 정도가 낮다는 결론을 내렸으나, 다른 선행연구(홍민기, 2008; 이찬영 외, 2011)는 세대 간 대체 가능성이 상당히 있다는 결론을 내린 바 있다.

위에 열거된 선행연구들이 수행된 이래 10년 이상의 세월이 흐른 시점에서, 최근 한국 노동시장 내 세대 간 일자리 대체 관계가 어떠한지 분석하여 향후 청년일자리 정책 수립의 기초로 삼을 필요성이 제기된다고 할 수 있다. 본 연구를 통해 파악된 최근의 세대 간 고용 대체 가능성 변화 흐름을 토대로, 청년일자리사업이 지속되는 향후 5년간의 변화에 대한 전망 역시 상당 부분 가능할 것으로 기대된다.

이러한 상황을 염두에 두고, 본 연구는 최근 한국 노동시장에서 청년 및 중고령 세대 간에 고용대체 관계가 어떠한지 정량적으로 분석하여 향후 5년간 청년일자리 정책 수립의 기초 자료를 제공하는 데 그 목적을 둔다. 이때 해당 주제에 대한 선행연구의 한계를 보완한 방법론 적용을 통해 학술적 기여 역시 시도해보고자 한다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 먼저 제2장에서는 세대 간 고용대체 관계와 관련된 국내외 선행연구를 수집하여 면밀히 검토할 것이다. 이를 위해 연령계층별 고용조정 및 변동과 관련하여 국내외에서 진행되어 온 이

론적·실증적 논의들을 요약하여 정리함으로써, 이후 제3장과 제4장에서 수행되는 실증분석의 토대를 다지고자 한다.

다음으로 제3장에서는 축약형 모형을 활용한 실증분석으로서 과거 선행연구의 방법론을 따라 서로 다른 세대별 고용인원 및 비중 간 관계를 들여다보는 직관적인 분석을 수행하고자 한다. 즉 세대별 취업자의 인원과 과약이 가능한 미시 자료인 한국노동연구원의 사업체패널조사 자료를 활용하여 분석하되, 고정효과 모형 등 내생성 편의를 상당 부분 통제한 분석을 수행함으로써 가급적 인과관계에 가까운 추정을 시도할 것이다.

제4장에서는 제3장에서처럼 세대별 고용인원 및 비중 간 관계를 추정하는 직관적인 분석 대신, 세대 간 대체탄력성 개념에 초점을 맞추어 분석을 수행하고자 한다. 즉 집계 시계열 자료 및 한국노동연구원의 사업체패널조사(WPS) 자료를 활용하여 거시적 단위와 미시적 단위 모두에서 CES 생산함수에 대한 세대 간 대체탄력성을 추정하여 대체 혹은 보완 관계 여부를 분석할 것이다. 이때 2단계 추정법을 통해 관측 가능 및 불가요인을 최대한 통제함으로써 분석의 엄밀성을 기할 것이다.

제4장에서처럼 다른 세대 인력으로 정의된 생산요소 간 대체탄력성을 추정하는 것이 개념상 세대 간 노동수요 대체관계를 추정하는 가장 바람직한 방법으로서 그 학술적 기여도 역시 높다고 할 수 있다. 다만 정년연장 등 제도 변화에 따른 정책 효과 예측을 하고자 할 때, 제3장에서처럼 서로 다른 세대 고용 간 관계를 들여다보는 것이 연구주제와 더욱 직접적으로 연결된 분석이라는 인식이 가능하다. 따라서 제3장과 제4장의 분석 결과는 서로 보완적인 역할을 하는 것으로 이해할 필요가 있다.

마지막으로 제5장에서는 본 연구를 통해 도출된 분석 결과를 바탕으로, 향후 5년 정도의 기간 동안 세대 간 고용대체 관계가 어떤 양상으로 전개될지에 대해 본 분석의 한계 내에서 의미 있는 전망 결과를 제시하고, 이에 따른 정책 대응 방안에 대해 기초적인 수준에서 논의하고자 한다.

제 2 장

연령층별 고용조정 · 변동 : 이론적 · 실증적 선행연구 고찰

제1절 논의의 배경 및 필요성

1997년 시작된 외환위기를 계기로 우리 기업들은 정리해고를 비롯한 여러 고용조정방식을 도입하기 시작하였고, 이후 2000년대에 들어서면서 고용유연화전략을 더욱 본격화하였다. 또한 자동화기기 도입 등 빠르게 진전되는 생산기술 변화에 따라 생산요소(자본-노동, 자본-숙련, 숙련유형) 간 대체나 보완을 통해 생산 효율화를 추구하면서 고용유연화전략은 더 강화되는 흐름을 보여준다. 요컨대, 우리 기업들의 고용유연화전략은 이제 일상화된 경영전략의 부분으로 자리 잡고 있으며, 향후 정보화·기술변화·글로벌화 등 외적 환경변화와 맞물리면서 더욱 강화될 것이다.

기업들은 제품시장이나 기술구조 변화 등 상황에 직면하여 근로자 특성별로, 특히 본 연구의 관심 대상인 연령층별(청년층, 중년층, 고령층)로 숙련형성-생산성-임금 간의 관계, 생산기술 변화의 성격 등을 고려하면서 차별화된 기준과 강도로 고용조정이나 고용구조 변화를 추구할 수 있다. 기업들은 노동비용 절감을 통해 경쟁력 및 기업성과 제고를 도모하려는 목적으로 고용조정을 통한 노동유연성 확보를 추구하지만, 다른 한편 고용조정은 숙련단절, 근로자 사기 저하 및 저항, 근로자 간 네트워크 파괴, 사회안전망 비용 등 부정적 효과를 가져올 수 있다(윤윤규, 2007). 제품시장이나 생산기술에서 발생하는 내·외적 변화에 대응하여 기업의 고

용변동 과정에서 어떤 유형의 근로자와 기업이 민감한지 밝히는 것은 근로자·기업 특성유형별로 적합한 숙련형성체계 및 교육훈련제도 개선, 고용변동 시 유연 안정성 제고 등과 관련된 정책개선 방안 마련에 유익한 판단 근거로 삼을 수 있다. 이러한 문제 인식하에서 제2장에서는 특히 연령층별 노동력 간에 고용변동·조정에서 어떤 차이가 있는지를 이론적·실증적 선행연구를 바탕으로 비교하면서 그 예측과 함의를 논의한다.

기존의 여러 노동시장이론들은 기업의 연령층별 고용조정이나 고용구조 변화에 대해 각각 다른 예측과 함의를 제공하기도 한다. 또한 외생적 충격의 방향, 즉 음(-)과 양(+의 충격에 따라 고용변동 정도가 비대칭적으로 반응할 수 있다. 여기서는 다양한 이론들 가운데 일반적 인적자본이론, 기업특수적 인적자본이론, 이연임금계약이론 등을 중심으로 기존의 이론들을 비교·검토하면서 연령층별 고용조정·변동이 어떻게 다른지에 대한 예측과 함의를 정리한다. 각각의 이론은 서로 다른 임금-숙련형성-생산성 간의 관계를 전제하기 때문에 근로자 특성별, 특히 연령층별 노동투입 조정·변동에 대해 다른 예측이 도출될 수 있다. 앞으로 자세히 논의하겠지만 인적자본이론의 예를 들면, 숙련 형성을 위한 교육훈련 비용과 이득이 근로자에게 귀속되는 일반적 인적자본 성격이 강한 기업에서는 연령층별 고용변동이 균일하게 또는 무차별하게 이루어질 가능성이 크다. 반면 기업특수적 인적자본 성격이 강하다면, 고용 감축이 필요한 상황에서 기업특수적 훈련을 적게 받은 청년층을 먼저 줄이고, 고용 확대 시에는 청년층을 우선 채용할 가능성이 크다고 할 수 있다.

본 연구는 먼저 숙련형성-생산성-임금 관계에 대한 2가지 주요 측면을 중심으로 관련된 대표적 이론들을 비교하면서 논의를 전개한다. 첫째, 인적자본의 기본적 성격에 따라 구별되는 두 가지 인적자본이론, 즉 일반적 및 기업특수적 인적자본이론을 중심으로 연령층별 고용변동에 대한 이론적 예측과 함의를 정리한다. 둘째, 암묵적 장기고용계약(정년제도가 있는) 성립이 가능한 대표적 이론 틀, 즉 이연임금계약이론과 감가상각이 있는 기업특수적 인적자본이론을 비교하면서 연령층별 고용변동에 대한 이론적 예측과 함의를 파악·정리한다. 이와 함께 생산기술 변화에 따라 자본-노동, 자본-숙련, 숙련 수준 간 대체성 또는 보완성, 이에 따른 연령

층 간의 고용변동과 관련하여 이론적 논의와 함의를 정리한다.

이와 함께, 제2장에서는 이론적 논의와 함께 관련된 국내외 실증연구를 정리하고, 어떤 이론이 실증분석 결과에 잘 부합하는지 논의하면서 몇 가지 함의를 제시한다. 즉, 다양한 실증분석 결과를 파악하여 연령층별 고용변동이 어떻게 다른지, 연령층 간 대체성/보완성이 있는지, 여기에 어떤 요인이 작용하는지, 외부 충격 방향에 따라 반응이 비대칭적인지 등 기존 연구성과들을 정리한다. 이를 통해 실증분석 결과와 잘 부합하는 이론적 틀을 파악할 수 있다면, 교육·직업훈련체계 설계, 숙련형성-생산성-임금체계 개선, 정년제도 개선, 고용 유연 안정성 강화 등 정책 과제에 대해 실효성과 수용성이 높은 방안 모색에 유용하게 활용될 수 있다.

여기서 이루어질 이론적 논의와 함의를 실증분석 결과와 결합하여 해석할 때 몇 가지 사항을 인식할 필요가 있다. 먼저, 이론적 논의는 기본적으로 비자발적 이직, 채용 등 기업의 고용조정·변동 행위와 관련된 것이다. 현실에서 데이터로 관찰되는 고용변동은 채용, 비자발적 및 자발적 이직 등 여러 노동이동 행위가 복합적으로 작용한 결과이지만, 실증분석에서는 자료상의 한계로 여러 노동이동 행위를 구분하기 어렵다. 또한 이론적으로 이윤극대화 기업은 외부 환경이나 생산기술 변화에 대응하는 최적화 행위로 고용을 조정하지만, 현실에서는 여러 이유로 기업 의사결정이 최적 상태에서 벗어나 과잉 조정이나 과잉 고용으로 나타날 수도 있다. 예컨대, 외생적 제품시장 정체로 생산 감축이 불가피한 충격을 계기로 기업이 이미 안고 있는 경영·재무상 문제점 해결 수단으로 정리해고 등 고용 감축을 활용한다면, 적정수준을 뛰어넘는 대규모 고용조정으로 이어질 수 있다. 한편, 이론적 예측이란 다른 조건이 같다는 전제하에서 이루어지므로 연령별 고용변동에 대한 비교는 직종이나 학력 등 주요 특성들이 유사한 근로자 집단 내에서 더 명료하고 타당해질 것이다. 따라서 실증분석 결과를 이론적 예측과 함의에 비추어 해석할 때 이러한 점들을 충분히 인식하면서 신중하게 접근하는 것이 필요하다.

제2절 연령층별 고용조정·변동에 대한 이론적 논의 및 예측: 인적자본 및 장기고용계약의 성격을 중심으로

기존의 노동시장 이론들은 연령층별 고용조정·변동에 대해 각각 다른 예측과 함의를 제공할 수 있다. 같은 이론적 틀에서도 외생적 충격의 방향, 즉 양(+)/음(-)의 방향에 따라 연령층별 고용변동의 내용과 정도가 다를 수 있다. 여기서는 기존 이론들 가운데 인적자본 성격에 따라 일반적인 인적자본과 기업특수적 인적자본 이론을, 장기고용계약 성격에 따라서는 이연임금계약과 감가상각 있는 기업특수적 인적자본이론을 비교하면서 연령층별 고용조정·변동이 어떻게 다른지 예측과 함의를 정리한다.¹⁾

논의에 앞서 연령층별 고용조정·변동에 대한 이론적 논의는 그 자체가 특성(직종, 학력, 생산기술 등)이 비슷한 근로자 집단을 암묵적으로 전제한다는 점을 지적할 수 있다. 이런 점에서 같은 직종 등 근로자 집단의 동질성이 높을수록 연령층별 비교, 예측·함의가 주는 타당성과 설명력이 더 높아질 것이다. 예컨대, 전문기술직 청년층과 생산기능직 중·고령층을 놓고 직종에 대한 고려 없이 연령별로 단순 비교하는 것은 큰 의미가 없거나 잘못된 예측으로 이어질 수 있다. 따라서 이론적 예측과 함의, 관련 실증분석 결과를 풀이할 때 이러한 점을 염두에 두는 것이 필요하다.

1. 고용조정·변동에 대한 인적자본이론의 예측 및 함의

인적자본이론은 연령층별 또는 근속기간별 고용구조와 고용조정 성격, 그리고 연령층(청년, 중년, 고령층 등) 간의 대체·보완 가능성과 관련하여 유용한 예측과 함의를 제공해 주는 대표적 노동시장 이론이다. 왜냐하면, 인적자본은 근로자 생산성 및 임금, 기업 임금체계나 고용계약의

1) 기존 이론들에 대한 윤윤규(2007)의 논의를 바탕으로 수정·보완한 것이다.

구조 및 성격을 결정하는 여러 요인 중에서 가장 결정적 요인이라 할 수 있고, 또한 인적자본 자체가 연령, 근속기간 등 시간의 흐름에 따라 형성되는 속성과 경향을 지니기 때문이다. 인적자본의 특성, 특히 인적자본 형성과 관련된 비용부담-수익귀속 구조의 차이에 따라 숙련형성 과정·관행, 생산성-임금관계 및 고용계약 형태 등에 대한 기업과 근로자의 선택은 다르며, 또한 근로자 노동이동이나 외적 충격에 대응하는 고용조정 행태에 결정적 영향을 미친다.

본 연구에서는 인적자본 성격을 일반적 인적자본과 기업특수적 인적자본으로 구분하여 연령층별 고용구조나 고용변동에서 어떠한 예측과 함의를 주는지 살펴본다. 나아가 물적자본과 마찬가지로 인적자본 또한 시간이 지나 일정 연령 후에 감가상각이 진행될 가능성도 고려한다. 현실에서는 인적자본이 일반적 성격과 기업특수적 성격을 함께 지니는 경우가 많고, 또한 산업에 따라 같은 산업 내 기업 간 통용성이 높은 인적자본 성격을 가질 수 있다. 따라서 여기서 도출되는 예측 및 함의의 방향과 내용에 대해 다른 성격의 인적자본이 혼합·병존할 가능성이 있음을 고려하면서 신중하게 해석할 필요가 있다.

가. 기업특수적 인적자본(firm-specific human capital)

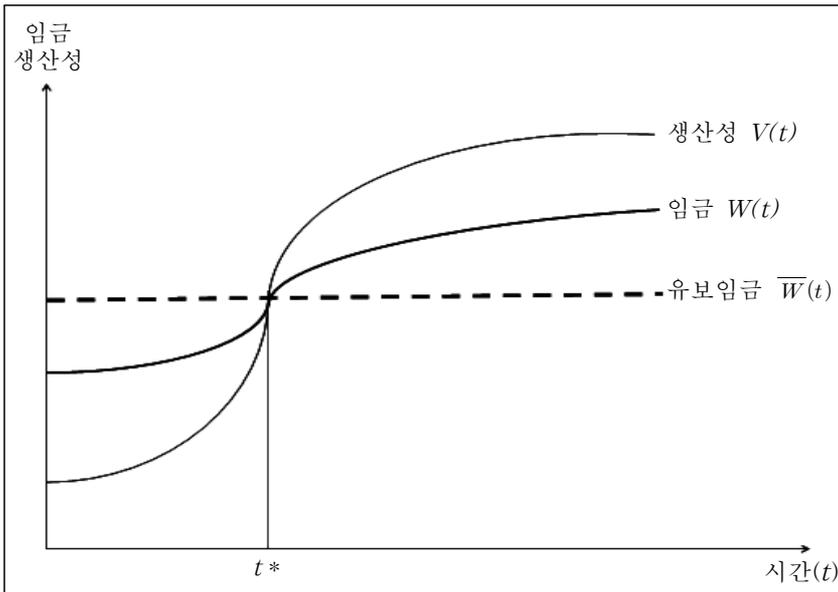
기업특수적(firm-specific) 인적자본은, 다른 기업에서도 통용되는 일반적(general) 인적자본과 달리, 특정 기업이나 생산단위에서만 통용되는 성격을 가진다. 근로자가 지닌 기업특수적 숙련의 성격과 내용은 개별 기업 특유의 생산기술구조, 산업 특성 등에 따라 차이가 있으며, 이에 따라 제품수요나 기술구조 등 외적 여건 변화에 따라 고용조정행태가 다를 수 있다. 예컨대, 전문화·분업·팀작업 성격이 강한 생산기술구조를 가지는 기업일수록 인적자본의 기업특수성이 강하다면(Koike, 1989), 외부 여건 변화에 따른 고용 변동성이 더 낮아질 가능성이 클 것이다.

기업특수적 인적자본이론에 따르면, 기업은 근로자의 기업특수적 훈련에 대한 투자비용을 부담하며 동시에 기업특수적 인적자본 축적 및 생산성 향상에 따른 수익 또한 회수한다. [그림 2-1]에서는 표준적인 기업특

수적 인적자본이론에서 시간(t) 혹은 연령에 따른 임금 곡선 $W(t)$, 한계 생산물가치(value of marginal productivity)를 뜻하는 생산성 곡선 $V(t)$, 그리고 일정 수준으로 가정된 유보임금(reservation wage) 곡선 $\overline{W}(t)$ 의 모습을 제시한다. 기업은 t^* 시점까지 기업특수적 훈련 투자를 하고, t^* 시점 이후에는 생산성 향상에 따른 수익을 회수하는 구조이다. [그림 2-1]에서 보듯이 이러한 기업특수적 인적자본 투자의 비용부담-수익귀속 성격을 반영, 기업특수적 훈련 이전에는 근로자는 기업에서 창출하는 한계생산물가치보다 높은 임금을, 훈련 이후에는 한계생산물가치보다 낮은 임금을 받게 된다. 즉 $t < t^* \rightarrow V(t) < W(t)$, $t > t^* \rightarrow V(t) > W(t)$.

제품수요 감퇴 등으로 생산과 고용량 감축이 불가피한 경우, 기업특수적 훈련을 받은 근로자는 생산성보다 낮은 임금을 받으므로 해당 훈련을 아직 받지 않았거나 적게 받은 근로자에 비해 조정 가능성이 더 작을 것으로 예측된다(Becker, 1975). 기업으로서는 기업특수적 훈련에 투자된 비용과 수익 회수를 위해 남아있는 노동생애가 긴 청년층을 우선 채용한

[그림 2-1] 기업특수적 인적자본 투자, 생산성 및 임금



자료: Becker(1975) 등을 활용하여 저자 작성.

다든지, 이직성향이 높은 노동력에 훈련 제공을 회피한다든지, 또는 이미 훈련을 끝낸 중·고령 숙련 노동력을 계속 고용한다든지 등 근로자 특성에 따라 다른 방식으로 대응할 가능성이 크다.

이상의 논의를 바탕으로 기업특수적 숙련을 가지는 기업이 고용조정·변동이 필요한 상황에서 연령층별로 어떻게 대응할지 살펴보자. 일단 한번 축적된 인적자본은 감가상각이 되지 않는다고 가정한다. 먼저 제품 수요 감퇴 등 외생적 요인으로 고용 감축이 필요한 경우, 기업특수적 훈련을 적게 받은 노동력(대체로 저근속층, 저연령층)을 우선 감축하여 이들 노동력 고용 비중이 줄어들 가능성이 크다. 반면, 고용 확대가 필요한 상황에서는 잔여 노동생애가 긴 청년층을 우선 채용하여 고용 비중이 높아질 것이다. 왜냐하면, 기업특수적 훈련에는 회수되어야 할 고정비용 투자가 포함되어 저연령층일수록 훈련에 대한 수익 회수가 가능한 잔여 노동생애가 길기 때문이다. 요컨대, 기업특수적 인적자본 틀에서는 고용 감소 혹은 증가를 초래하는 외적 여건 변화에 따라 기업특수적 훈련을 더 받은 중·고령층, 중·고근속층에 비해 기업특수적 훈련을 적게 받거나 받지 않은 저연령층, 저근속층의 고용 변동성이 더욱 클 것으로 예측된다.

한편, 기업들은 숙련구조나 생산기술 특성을 반영하면서 생산 효율성 유지에 적합한 최적 수준의 생산요소(자본, 노동 등) 배합구조, 숙련수준별(고숙련, 저숙련 등) 배합구조를 가진다고 볼 수 있다. 이러한 생산요소 배합구조는 자본-노동, 숙련유형이나 연령층 간 대체성 정도를 좌우하는 주요인이므로 기업특수적 인적자본의 틀에서 숙련유형, 나아가 연령층 간 대체(혹은 보완) 가능성에 대한 예측을 명료하게 도출하기 어렵다. 물론, 노동투입량 유지를 위해 일시적·단기적 대응으로 숙련유형, 연령층 간 대체가 있을 수는 있겠지만, 이는 생산 효율성에 적합한 생산요소, 노동력 배합구조를 크게 벗어나지 않는 범위 내에서 가능할 것이다.

나. 일반적 인적자본(general human capital)

근로자의 인적자본 혹은 숙련이 모든 기업이나 산업에 통용되는 일반적(general) 성격을 가질 경우, 일반적 훈련비용은 전적으로 해당 근로자

가 부담하며 동시에 훈련에 따른 생산성 향상 및 이로부터 발생하는 수익 또한 해당 근로자에게 귀속된다. 따라서 근로자는 어떤 기업에 고용되더라도 자신의 한계생산물가치 $V(t)$ 와 같은 임금 $W(t)$ 을 받게 된다. 인적자본의 성격이 일반적이라면, 기업으로서는 근로자가 계속 근무하는지는 중요하지 않은데, 이는 근로자 퇴사나 해고 시에 언제든지 경쟁적 노동시장에서 유사한 숙련의 노동력을 구하여 대신할 수 있기 때문이다. 따라서 일반적 인적자본 틀에서 기업은 제품수요 변화 등 외생적 상황에 대응하여 채용, 해고 등 고용변동에 관한 의사결정에서 연령층별로 무차별하여 고용변동 정도도 비슷할 것으로 예측된다.

물론, 일반적 인적자본의 틀에서도 기업특수적 인적자본 틀과 마찬가지로 연령층 간 대체(혹은 보완) 가능성에 대한 함의를 도출하기 쉽지 않다. 왜냐하면, 기업의 숙련구조나 생산기술 특성을 반영하여, 높고 낮은 숙련 수준의 배합이 다를 것이고 또한 일반적 숙련 역시 시간에 따라 늘어날 수 있으며, 이로부터 연령층 간 대체성(혹은 보완성)이 좌우될 수 있기 때문이다. 다만 다른 조건이 같다면 생산 감퇴 등 외부적 충격에 따른 연령층별 고용변동 정도에서 큰 차이가 없을 것이고, 따라서 고용변동 과정에서 연령층별 고용구성 비중은 대체로 안정적으로 유지될 가능성이 큰 것으로 보인다.

2. 고용조정·변동에 대한 장기고용계약이론의 예측 및 함의

Lazear(1979)는 현실 세계에서 관찰되는, 그러나 표준적 인적자본이론과 충분히 양립하지 못하는 두 가지 현상, 즉 생산성의 증가 없이도 연공·근속에 따른 임금 상승, 장기고용계약과 정년제도의 존재라는 현상을 이론적으로 설명하려는 노력의 하나로 이연임금계약이론을 제시하였다. 이와 함께 기업특수적 인적자본의 틀 속에서도 인적자본 감가상각 등 몇 가지 현실적 가정을 도입함으로써 이러한 두 가지 현상을 이론적으로 설명할 수 있음을 제시한다(Lazear, 1998). 여기서는 정년제도를 가지는 암묵적 장기고용계약을 설명하는 대표적인 이론으로 이연임금계약이론과 인적자본 감가상각을 고려하는 기업특수적 인적자본이론을 비교·검

토한다. 각각의 이론적 틀에서 제품수요나 생산기술 등 내·외적 여건 변화에 대응하여 근속층 또는 연령층별로 기업의 고용조정·변동 행태가 어떻게 다를지에 대한 논의를 전개한다.

가. 이연임금계약(delayed payment contracts)이론

생산기술·조직 특성 등으로 근로자의 노력을 관찰·관리하기 어려운 조건에서 기업은 정년(mandatory retirement)이 있는 이연임금계약을 맺음으로써 근로자의 태만, 도덕적 해이, 부정행위 등을 감소·방지할 수 있다(Lazear, 1979). 즉, 암묵적 장기고용계약이라 할 수 있는 이연임금계약하에서는 젊을 때는 근로자의 한계생산물가치보다 낮은 임금을, 나이가 들어서에는 한계생산물가치를 상회하는 임금을 받게 된다.

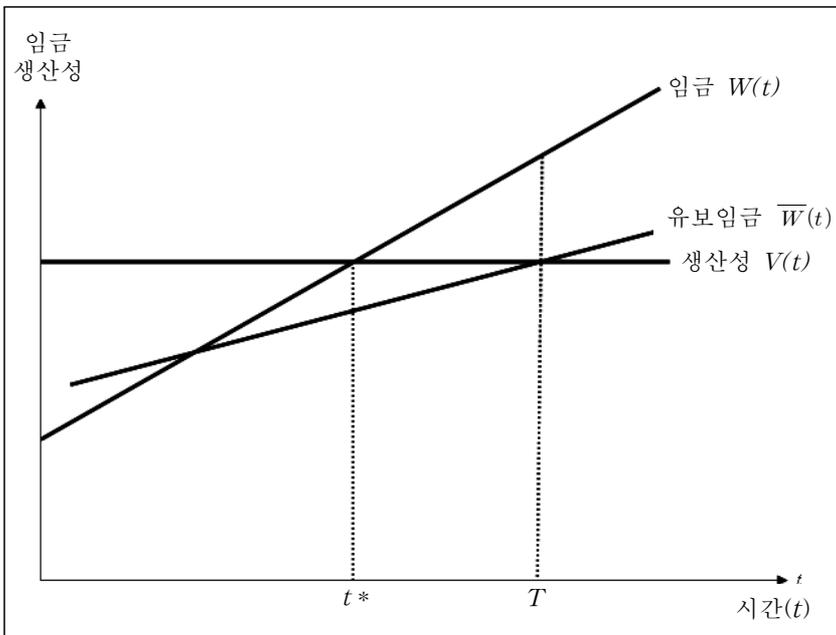
[그림 2-2]에서 보듯이 근로자는 t^* 시점 이전에는 한계생산물가치인 $V(t)$ 보다 낮은 임금 $W(t)$ 를, t^* 시점 이후에는 $V(t)$ 를 상회하는 임금 $W(t)$ 를 받는다. 이연임금계약의 틀에서는 숙련이나 인적자본을 직접적으로 고려하지 않으므로 논의의 편의성을 위해 한계생산물가치인 $V(t)$ 는 고정된 것으로 가정한다. 또한 $V(t)$ 를 상회하는 임금을 받을 수 있는 자격이 상실되는 시점인 정년(T)은 $V(T) = \overline{W}(T)$, 즉 한계생산물가치가 유보임금과 같게 되는 시점으로 정의된다. 한편, 기업은 한계생산물가치 $V(t)$ 이상의 임금을 받는 연공이 높은 고령층(또는 중년층)을 정년 이전에 해고하려는 단기적 유인이 있을 수 있지만, 계약 파기에 따른 기업 명성훼손비용(reputation costs)이나 근로자 저항 등 이러한 유인을 억제하는 요인들로 인해 정상적인 상황에서 정년 이전에 고용관계가 종료되는 경우는 드물 것으로 볼 수 있다.

이연임금계약하에서 제품수요 등 외적 여건 변화에 대응하여 연령층별 고용량을 어떻게 조정하는지를 보자. Abraham and Medoff(1984)가 제시하였듯이, 제품수요의 급격한 감퇴 등으로 기업 여건이 어려워져 이연임금계약 의무를 지킬 수 없는 상황이라면, 기업에 더 큰 순가치를 발생시킬 청년층을 유지하면서 생산성을 넘는 임금을 받는 고령층을 먼저 감축할 가능성이 크다. 이러한 이연임금계약이론의 예측은, 고용량 감축이 불

가피한 상황에서 중년층이나 고령층보다 청년층을 먼저 감축할 가능성이 크다는 표준적인 기업특수적 인적자본이론의 예측과는 반대라고 볼 수 있다.

한편, 제품수요 확대 등 외적 여건 변화로 생산·고용 확대가 필요할 경우, 기업이 어떻게 반응할 것인지를 논의해 보자. 이연임금계약하에서 기업은 신규 채용 시마다 고용관계 유지와 관련된 고정비용을 투자하고 이를 회수해야 하므로 고령층보다는 잔여 노동생애가 긴 청년층과 장기 고용관계를 맺음으로써 채용 시 발생하는 고정비용을 최소화하려 한다 (Hutchens, 1986). 따라서 제품수요 확대 등으로 고용량 확대가 필요한 상황에서 기업은 고령층과 중년층보다는 우선 청년층 신규 채용을 늘릴 것으로 예측되는데, 이는 표준적인 기업특수적 인적자본에서의 예측과 같은 방향이라 할 수 있다.

[그림 2-2] 이연임금계약 틀에서의 생산성 및 임금(Lazear, 1979)



자료 : Lazear(1979).

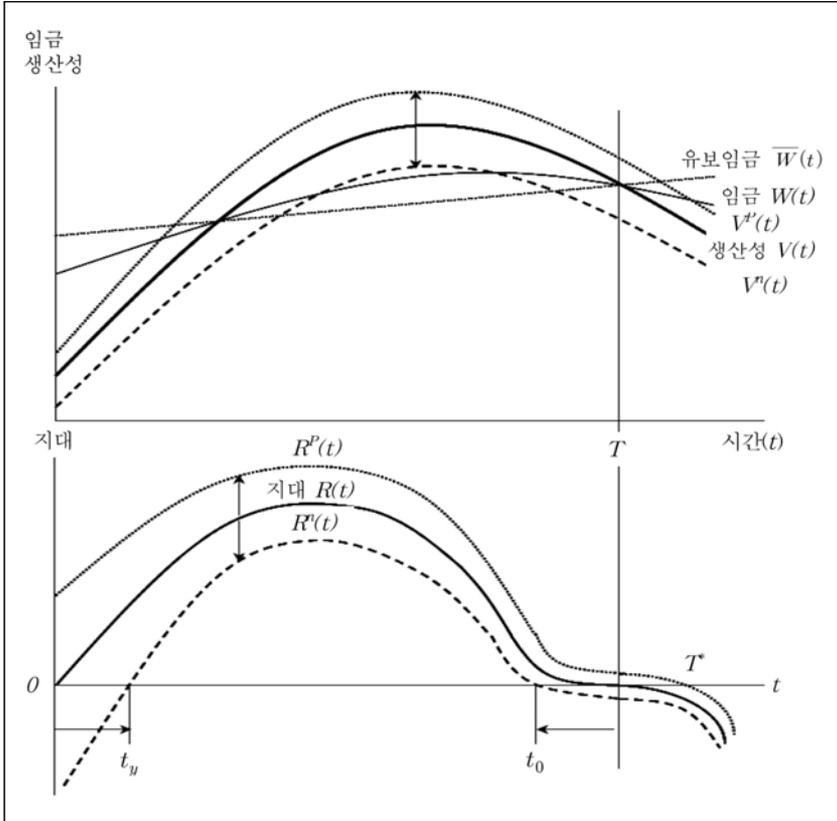
나. 인적자본 감가상각을 고려한 기업특수적 인적자본이론

Lazear(1998)는 앞서 살펴본 이연임금계약과 더불어 기업특수적 인적자본의 틀에서도 연공에 따른 임금 증가와 정년제도가 존재하는 일종의 암묵적 장기고용계약이 가능할 수 있다는 점에 대해 이론적 기반과 아이디어를 제공한다. 윤운규(2007)는 인적자본 스톡의 감가상각(depreciation)과 인적자본 생산함수의 오목성(concavity)이라는 두 가지 가정을 명시적으로 도입함으로써 기업특수적 인적자본의 틀 속에서도 정년제도가 있는 암묵적 장기고용계약 관계가 성립할 수 있음을 보여준다.

다른 기업에서는 통용되지 못하는 기업특수적 인적자본 성격으로 인해 사용자와 근로자는 교육훈련의 비용과 편익을 분담·공유하고(Hashimoto, 1981), 또한 인적자본 감가상각으로 연령-생산성 곡선이 오목한(concave) 형태를 가진다면, 근로자와 사용자 모두 일정한 정년 시점까지 장기적 고용관계를 유지할 내재적 유인이 있다. 먼저, 생산성 $V(t)$ 와 임금 $W(t)$ 가 [그림 2-3]에서 제시된 모습을 가지며, 또한 근로자가 훈련 이후 계속 근무하면 기업에서의 생산성 $V(t)$ 보다는 낮지만 다른 기업에서 받을 수 있는 임금수준 $\overline{W}(t)$ 보다는 높은 임금을 받는다고 하자. 이러한 조건에서 근로자와 사용자 양측은 훈련 이전의 젊을 때는 기업에서의 생산성보다 많이, 그리고 훈련 이후 나이가 들었을 때는 생산성보다 적게 받고, 정년(T) 이후 고용관계가 종료되는 장기고용계약을 맺는 것이 가능하다.

한편, 지대곡선 $R(t)$ 는 시점 t 에서 기업에 귀속되는 지대(rent)의 크기로 잔여 고용기간($t \rightarrow T$) 동안 $V(t)$ 와 $W(t)$ 의 현재가치의 차이로 정의된다. 균형상태에서 $R(t)$ 는 채용($t=0$)과 정년($t=T$) 시점에서는 제로(0)이며, 나머지 시점($0 < t < T$)에서는 모두 양(+)의 값을 갖는다. 이는 기업이 훈련을 제공한 근로자를 잔여 노동생애 동안 고용하여 훈련투자 수익을 누릴 수 있음을 의미한다. 지대곡선 $R(t)$ 와 관련하여 주목할 것은, 기업특수적 훈련투자가 적은 청년층과 마찬가지로, 정년 시점에 가까운 고령층도 잔여 노동생애가 너무 짧아 감축한다고 해서 기업으로서는 잃을 것이 많지 않다는 점이다.

[그림 2-3] 기업특수적 인적자본(감가상각) 틀에서의 생산성, 임금 및 지대



주: 생산성곡선 $V(t)$ 와 지대곡선 $R(t)$ 에서 상첨자 n, p 는 각각 음(-)과 양(+)
의 외부 충격을 나타냄.

자료: 윤윤규(2007)에서 인용·수정함.

다음으로, 감가상각을 고려하는 기업특수적 인적자본의 개념과 틀 속에서 제품시장 등 외적 환경변화에 대응하는 연령층별(혹은 근속층별) 고용조정행태를 예측해 보자. 앞서 제시된 [그림 2-3]에서는 음(-)/양(+)
의 외부 충격에 대응하는 기업의 연령층·근속층별 고용량 조정행태를 보여준다. 여기서 생산성곡선 $V(t)$ 와 지대곡선 $R(t)$ 에서 상첨자 n, p 는 각각 음(-)과 양(+)
의 외부 충격을 나타낸다.

먼저, 제품수요 감퇴나 제품가격 하락 등 음(-)의 충격이 발생한 경우를 보자. Lazear(1998)는 효율적 해고모델(efficient layoff model)에서 제

품시장 수요 감퇴로 제품가격 하락 및 생산성 감소, 이에 따른 생산·고용 감축이 불가피한 상황에 직면할 경우, 다른 고용계약 조건이 변하지 않는다면 청년층과 고령층을 우선 감축하는 경향이 있음을 제시한 바 있다. [그림 2-3]을 통해 이러한 예측을 엄밀하게 살펴보면, 음(-)의 충격 발생 시에 생산성 곡선은 $V(t) \rightarrow V^n(t)$, 지대곡선은 $R(t) \rightarrow R^n(t)$ 로 하방 이동한다. 새로운 지대곡선 $R^n(t)$ 에서는 $t < t_y$ 와 $t > t_0$ 의 노동력(즉, 저근속·연령층, 고근속·연령층)은 음(-)의 지대를 발생시키므로 이윤 극대화 기업으로서는 이들 노동력을 감축하려는 유인이 생긴다. 반면, 여전히 양(+)의 지대를 창출하는 중간근속·연령층($t_y \leq t \leq t_0$)의 고용은 유지할 것이다. 요컨대, 음(-)의 충격 시에는 저근속·연령층과 고근속·연령층 모두 고용 감축을 겪는 한편, 중간근속·연령층은 고용수준이 안정적으로 유지될 가능성이 클 것이다.

한편, [그림 2-3]에서 보듯이 제품시장 확대나 제품가격 상승 등 양(+)의 충격으로 생산 및 고용 확대가 필요한 경우에 대해서도 연령·근속층별로 고용량 조정·변동 행태에 대한 예측과 함의를 도출할 수 있다(윤윤규, 2007). 양(+)의 충격이 발생하면, $V(t)$ 와 $R(t)$ 는 각각 $V^p(t)$ 와 $R^p(t)$ 로 상방 이동하며, 이제는 모든 근속·연령층의 노동력, 즉 $t=0$ 와 $t=T$ 노동력조차도 이전보다 많은 양(+)의 지대를 창출하게 된다. 이러한 새로운 상황에서는 어떤 노동력도 양(+)의 지대를 창출하므로 기업의 고용 확대 의사결정은 창출되는 지대의 크기에 기초하게 된다. 따라서 기업은 추가로 발생하는 양(+)의 지대가 가장 큰 순서대로 신규 채용을 할 것이다. 구체적으로 기업의 최적 선택은 청년층 신규 채용으로 노동 투입을 늘리면서 기존 중·고령층 고용을 유지하는 것이며, 이에 따라 청년층 고용은 증가하고 중·고령층 고용은 유지될 것으로 예측된다. 물론 강한 양(+)의 충격이 지속되어 청년층 채용만으로 부족한 상황에서는 정년을 연장하거나 퇴직자를 재고용하는 방식으로 고령층 노동력을 어느 정도 추가로 고용하는 것도 가능하다.

제3절 생산기술 변화에 따른 생산요소 간 대체 및 연령층별 고용변동에 관한 이론적 논의 및 예측

기업은 자동화·정보화 기술 분야를 중심으로 이루어지는 기술적 진보를 생산기술에 직·간접적으로 활용함으로써 생산 효율성을 높이고 이를 통해 이윤극대화를 추구하려고 한다. 이러한 기술혁신 및 생산기술구조 변화는 생산요소 간, 특히 자본-노동 간의 대체성(혹은 보완성)에서 변화를 가져오며, 이는 다시 생산요소들의 배합이나 구성, 특히 다른 유형의 노동력이나 숙련에 대한 수요에서 변화를 발생시키게 된다. 물론 생산요소, 특히 자본-노동 혹은 자본-숙련, 숙련유형 간의 대체성(혹은 보완성)의 방향과 정도, 이로 인한 생산요소의 구성 변화는 생산기술 및 기술혁신 성격, 숙련 수준과 특성 등에 따라 다르게 나타날 것이다.

생산기술 변화는 자동화기기·공정, 생산 효율화 등 기술혁신에 기초하는 경우가 많은데, 이러한 기술 변화 과정에서는 보통 생산요소로서 자본의 역할과 비중이 늘어나면서 저숙련 노동을 비롯하여 또 다른 생산요소인 노동을 일정하게 대체하는 경향이 발견된다. 물론 노동력 및 숙련의 특성이나 유형에 따라 자본 비중 확대의 정도와 효과가 다르겠지만, 최소한 자본과 대체성이 강한 노동력과 숙련(보통 저숙련) 유형의 경우에는 생산기술 변화 자체가 소위 탈숙련화로 이어질 것이라는 숙련단절 가설이 적합한 설명을 제공할 수 있다. 그러나 모든 유형의 숙련이 자본에 의해 대체되는 것이 아니라, 자본과 보완성이 큰 숙련(보통 고숙련) 유형이 있을 수 있고, 또한 기술 변화 과정에서 자본과 보완성이 큰 숙련 영역이 새로이 창출될 수 있다. 이러한 유형의 고숙련 노동력에서는 생산기술 변화가 탈숙련이 아니라 지속적 숙련향상, 자본과의 보완성 확대로 이어진다는 숙련향상 가설이 적합한 설명을 제시할 수 있다. 요컨대, 기술혁신에 따른 생산기술 변화의 효과가 하나의 지배적인 방향(숙련단절 vs 숙련향상)으로 작용하기보다는 노동력 및 숙련의 유형과 성격, 기술 변화

성격 등에 따라 다른 방향과 효과가 함께 섞여서 나타날 것으로 보인다.

생산기술 변화에 따른 자본-노동 간 대체·보완관계에 대한 세부적인 논의를 위해 생산에는 자본과 노동이 투입되고 노동은 다시 숙련 수준에 따라 저숙련과 고숙련 노동으로 구분된다고 하자. 또한 Griliches(1969)가 제시한 자본-숙련 보완성(capital-skill complementarity) 가설에 따라 자본-노동 대체성은 숙련 수준과 음(-)의 관계, 즉 저숙련 노동의 대체탄력성이 고숙련 노동보다 크다고 가정하자. 먼저 제품혁신, 공정자동화 등 생산기술 변화에 따라 생산요소로서 자본의 역할과 비중이 커진다면, 기업은 자본과 대체성이 높은 저숙련 노동을 고숙련 노동보다 우선 대체할 것인데, 이는 숙련 편향적(skill-biased) 기술 변화의 경우와 사실상 같은 함의를 가진다. 나아가 노동에 대한 고정비용(fixed costs) 효과를 함께 고려해 보자. 기업은 노동력 채용·훈련 등에 고정비용을 투자하고 시간을 두고 회수하려 하는데, Rosen(1968)과 Oi(1962)에 따라 고정비용은 숙련 수준과 정(+)의 관계에 있다고 하자. 이러한 조건과 가정에서 기업으로서 고정비용이 낮은 저숙련 노동을 고숙련 노동보다 더 대체할 유인이 있다고 볼 수 있다. 이처럼 노동 투입에 대한 고정비용 효과는 숙련 편향적 생산기술 변화에 따른 자본-노동 대체효과와 같은 방향으로 작용하여 저숙련 노동의 대체 정도가 더욱 커질 수 있음을 시사한다.

앞서 인적자본 논의에서 다루었듯이 숙련 수준과 연령(혹은 근속기간) 사이에 일정한 관계가 있다면, 생산기술 변화가 연령층별(혹은 근속기간별) 고용변동에 미치게 될 영향을 어느 정도 예측할 수 있다. 같거나 유사한 직종 내에서 청년층 숙련이 중·고령층보다 낮은 경향이 있다면, 생산기술 변화에 따른 자본-노동 대체효과는 저숙련 청년층에 집중될 가능성이 크게 될 것이다. 중년층과 고령층의 숙련 비교는 단순하지 않은데, 인적자본 감가상각이 없다면 같은 직종 내에서 중년층은 고령층보다 숙련이 낮아서 자본-노동 대체효과가 더 크겠지만, 일정 연령 이후에 인적자본 감가상각이 발생한다면 생산기술 변화에 따른 대체효과는 중년층보다 고령층에서 상대적으로 클 것으로 예측할 수 있다.

여기서 유의할 것은 생산기술 변화에 따른 연령층별 자본-노동 대체 및 고용변동에 대한 이러한 예측들은 기본적으로 같거나 유사한 직종 내

에서 타당성이 더 높다는 점이다. 직종이 다른 경우라면 연령층별 숙련 비교가 쉽지 않고, 따라서 생산기술 변화가 연령층별 자본-노동 대체성에 미치는 효과를 이론적으로 예측하기 어렵다. 예컨대, 청년층 엔지니어와 중·고령층 생산기능직을 직종에 대한 고려 없이 연령층 기준으로만 단순 비교한다면 잘못된 예측으로 이어질 수 있다. 청년층의 경우 고학력화 현상이 두드러지고 또한 최신 기술 변화에 접할 기회가 많아서 생산기술 변화가 필요로 하는 전문기술직 등 고학력·고숙련 직종에 취업한다면, 자동화 등 생산기술 변화에 따른 대체·조정 가능성이 중·고령층에 비해 크지 않을 수 있다. 요컨대, 숙련 수준에 따른 자본-노동 대체성 논의가 연령층별 비교에서도 현실성 있는 예측으로 이어지려면, 직종이나 학력 등 숙련 수준과 관련된 요인들을 충분히 고려·통제하는 것이 필요하다.

다음으로, 공정혁신 혹은 제품혁신 등 기술혁신의 성격에 따라 생산기술 변화가 자본-노동, 자본-숙련 간의 대체·보완성에 미치는 효과가 다를 수 있다. 먼저 공정혁신의 경우를 보면, 대체로 자동화기기·공정 도입을 통해 자본-노동 대체를 촉진하고 생산 효율화를 추구하는 생산기술 변화로 이어지는 것이 대부분이다. 따라서 공정혁신이 진전되면서 저숙련 노동력을 우선 대체하겠지만, 자본과 보완성이 있는 기존의 고숙련 노동력을 유지·확대하면서 자동화기기·공정의 제어·관리에 필요한 고숙련 노동에 대한 수요가 새로이 창출될 수 있다. 물론 중장기적으로 보아 공정혁신을 통해 생산 효율성과 생산성이 향상되고 결국 제품수요와 생산의 확장으로 이어진다면, 숙련이나 연령에 관계없이 전반적으로 노동 수요가 확대될 수 있다. 한편, 생산기술 변화가 신제품개발 등 제품혁신 성격이 강하다면, 제품시장 확대로 직접 이어질 가능성이 크므로 자본-노동 간 대체라는 측면보다는 앞서 논의한 제품수요 확대라는 양(+)의 충격의 경우와 비슷한 경로를 따라 숙련별 및 연령별 고용확장·변동으로 이어질 가능성이 크다. 다만, 현실의 기술혁신에서는 제품혁신과 공정혁신 성격이 함께 결합하여 나타날 수 있으므로 이러한 점을 고려하면서 숙련유형별, 연령층별로 자본 등 타 생산요소와 대체·보완성, 이에 따른 고용 비중 변동 등에 대한 예측과 함의를 도출할 필요가 있다.

끝으로, 또 하나의 중요한 논점으로 기술혁신과 생산기술 변화에 따라 고속숙련 직종과 단순 저숙련 직종이 함께 늘어나면서 중간숙련 직종은 감소하는, 소위 숙련 수요의 양극화 현상이 현실에서 실증적으로 관찰된다는 점을 들 수 있다(윤윤규·이철희, 2008; 안주엽, 2005). 이러한 숙련 수요의 양극화 현상은 앞서 자본-숙련 보완성이나 숙련 편향적 기술 변화에 대한 논의에서 제시된 바처럼 생산기술 변화로 저숙련 노동이 대체되어 그 비중이 줄어들 것이라는 예측과 함의와는 다소 다르다. 고속숙련과 저숙련 직종이 함께 증가하는 양극화 현상과 관련, 생산기술 변화에 대응하여 기업들이 생산기능직을 비롯한 중간숙련 직종의 핵심적 기능만을 유지하고 보조적 기능을 단순 저숙련 직종으로 이전하려는 직무재설계 행위의 결과로 풀이할 수 있으나(윤윤규·이철희, 2008), 향후 이러한 양극화 현상과 관련된 추가연구가 필요한 것으로 보인다.

제4절 관련 실증연구 결과 정리 및 논의

연령별, 근속기간별 등 근로자 특성별 노동수요에 관한 실증연구는 자본-노동, 숙련유형 등 생산요소 간 대체 가능성이나 요소가격 탄력성 분야를 중심으로 활발하게 이루어졌다. 이와 함께 해고 확률, 외생적 충격에 대응하는 고용조정·변동, 연령층 간 대체 가능성, 생산기술 변화에 따른 고용변동 등 분야에서도 연령층 등 특성 유형별로 어떠한 차이가 있는지 밝히려는 연구들이 이루어져 왔다. 구체적으로는 먼저, 제품수요 등 외적 충격에 대한 통제 없이 근로자 해고·이직확률과 근로자 특성 간의 관계를 분석하는 실증연구이다. 두 번째 유형의 연구는 제품수요 등 외생적 충격을 통제하면서 연령층을 비롯한 근로자 특성별 고용조정·변동 패턴 차이를 비교·분석한다. 셋째, 생산기술 변화, 기술혁신 성격 등에 따라 노동력 특성별로 대체성이나 고용조정·변동 등에서 어떤 차이가 있는지 밝히려는 실증연구이다. 넷째, 생산요소 간 대체성, 특히 자본-노동, 노동력 특성 유형(연령, 숙련 등) 간의 대체성을 추정하는 연구들이다. 이

들 여러 유형의 실증연구들을 더 구체적으로 살펴보면 다음과 같다.

첫째, 기업 수준의 횡단면이나 패널자료를 프로빗·로짓 모형으로 분석하여 해고 확률이 연령, 근속, 경력, 기업 특성 등과 어떤 관계가 있는지 파악한다(Abraham and Medoff, 1984; Gautier et al., 1999; DiPrete et al., 1999; Hassink, 1999). 먼저, Abraham and Medoff(1984)는 미국 기업 서베이 자료(1981)를 분석, 고용감축 상황에서 해고 확률(layoff probability)에 대한 선임권(seniority) 효과가 음(-)으로 추정되어 선임권이 낮은 근로자일수록 해고 확률이 높아짐을 발견하였다. Hassink(1999)는 네덜란드 기업-근로자 패널자료(1993~94)를 분석한 결과, 중년층 해고 확률이 가장 낮고 근속연수가 길수록 해고 확률이 낮아짐을 발견하였다. Gautier et al.(1999) 또한 같은 네덜란드 기업-근로자 패널자료(1993~96)를 사용하여 해고·노동이동 결정요인을 로짓 모형으로 분석한 결과, 청년층과 고령층의 해고 확률이 중년층보다 높게 나타났다. DiPrete et al.(1998)은 프랑스·스웨덴 기업 패널자료를 분석한 결과, 경력-해고 확률 간의 관계가 U자형 곡선, 즉 저경력→고경력→중간경력 근로자 순으로 해고 확률이 낮아짐을 발견하였다(윤윤규, 2007:53).

둘째, 연령층별로 제품수요 충격의 효과를 비교·분석하는 연구로 대부분 산업이나 경제 전체 수준의 시계열 혹은 횡단면 자료를 사용하며, 기업 패널자료를 사용한 연구도 일부 있다(Merrilees, 1982; Hayami and Abe, 1999; Yoon, 2001; 윤윤규, 2007). Merrilees(1982)는 캐나다 연도별 시계열 자료(1951~78)를 사용하여 연령-성으로 구분되는 근로자 유형별로(성인 남·녀, 청년층 남·녀) 산출량 변화가 고용에 미치는 효과를 분석하였다. 실질 GDP로 측정된 산출, 시차종속변수, 임금 등을 설명변수로 통제한 회귀분석 모형의 추정 결과, GDP가 노동수요의 가장 지배적 결정요인으로 나타났다. 연령층별로는 청년층의 산출-고용 탄력성이 성인층보다 높아 청년층 고용이 산출량 변화에 더 민감하게 반응함을 보여 준다. Hayami and Abe(1998)는 일본 기업자료(1991)를 사용하여 연령-성별 고용방정식을 추정하였는데, 매출액 변화가 대부분 근로자 유형의 고용에 양(+의 효과를 가지는 것으로 나타났다.

한편, 제품수요 등 외생적 변화에 대응하는 노동투입 조정패턴을 규명

하는 국내연구는 대부분 산업 또는 경제 전체 수준에서 노동투입 조정에 초점을 두며, 기업 패널자료를 사용하여 연령·근속기간별로 고용조정 패턴이 어떻게 다른지 분석한 연구도 일부 있다(Yoon, 2001; 윤윤규, 2007). Yoon(2001)은 한국 제조업(대기업) 패널자료(1986~92)를 사용, 매출액 변동에 따라 연령층별(청년층, 중년층, 고령층) 고용량이 어떻게 조정되는지 비교하였다. 도구변수 회귀분석을 통해 매출액의 내생성을 통제하고, 또한 매출 충격의 방향(매출 감소 vs 증가)에 따라 매출-고용 탄력성의 비대칭성이 존재하는지 분석하였다. 매출-고용 탄력성은 전체로는 청년층>고령층>중년층 순으로 추정되어 청년층이 매출 충격에 가장 민감한 것으로 나타났다. 매출 감소 시에는 고용 탄력성이 청년층>고령층>중년층 순으로, 매출 증가 시에는 청년층이 가장 크고 고령층과 중년층은 매우 작은 값으로 추정되었다. 이러한 결과는 최소한 한국 제조업 대기업의 경우, 감가상각이 있는 기업특수적 인적자본 특성에 가장 부합하는 것으로 풀이할 수 있다. 윤윤규(2007) 또한 기업 패널자료(1997~2004)를 활용, 매출 변화에 따라 연령층/근속층별 고용조정·변동 패턴과 정도가 어떻게 다른지 분석한 결과, Yoon(2001)과 비슷한 추정 결과를 도출하였다. 연령층별 매출-고용 탄력성 추정 결과, 청년층 고용이 매출 감소(확대)에 따라 가장 많이 감소(증가)하여 고용 변동성이 가장 높음을 보여준다. 근속연수별 고용 탄력성은 매출 감소 시에는 저근속층>고근속층>중근속층 순이며, 매출 확대 시에는 저근속층 탄력성이 가장 크고 고·중근속층은 계수값이 매우 작고 유의하지 않아 고용 확대 시에는 거의 전적으로 청년층 신규고용으로 대응함을 시사한다.

셋째, 기술혁신과 생산기술 변화가 전체 고용, 생산성, 경영성과 등에 미치는 효과를 분석한 연구는 다수 있지만, 연령층별로 고용조정·변동이나 자본-노동 대체성/보완성이 어떻게 다른지 분석한 연구는 많지 않다. 기술혁신 활동과 고용·경영성과 간 관계는 오랫동안 연구되었는데, 대체로 기술혁신 활동이 우수한 기업일수록 성과변수(고용, 생산, 자본량, 이윤, 생산성 등)가 우월한 경향이 있음을 보여준다(Scherer, 1965; Geroski and Toker, 1996; Del Monte and Papagni, 2003; Ciriaci et al., 2016; Coad et al., 2016; Kogan et al., 2017). 한편 R&D, 스마트공장 등

기술혁신 지원정책의 효과를 분석한 연구도 있는데, 대체로 정책 참여기업은 미참여기업보다 고용·경영성과가 우월함을 보여준다(김유빈 외, 2015; 이병헌·김선영, 2009; Ali-Yrkkö, Jyrki, 2005; Ebersberger, B., 2004). 정부 혁신지원정책에 참여하려면 기술혁신 활동과 관련된 일정한 기준을 충족해야 하므로 참여기업일수록 기술혁신 활동이 활발하고 우월하다고 볼 수 있다. 따라서 이러한 혁신지원정책의 효과 분석 결과는 기술혁신과 생산기술 변화가 중장기적으로 고용과 경영성과에 긍정적 영향을 미친다는 실증연구와 기본적으로 같은 함의를 가지는 것으로 볼 수 있다.

한편, 기술혁신 활동이 고용변동에 미치는 영향을 연령층별로 비교·분석한 국내 실증연구가 일부 존재한다. 기업패널자료(2009~18)를 분석한 윤윤규·노민선·조성훈(2019)은 R&D-기술혁신 활동이 전체 고용과 매출에 정(+)의 효과를 가지며, 연령층별로는 청년층 고용에 대한 효과가 전체 고용이나 다른 연령층에 비해 강력하고, 특히 청년층 R&D-기술인력 고용에 대한 효과가 매우 크게 나타났다. 윤윤규·방형준·노용진(2018)은 기업패널자료(2011~17)를 사용, 청년층 고용 성과에 대한 혁신형 중소기업(이노비즈, 벤처인증기업 등)의 기여를 분석한 결과, 기술혁신 활동이 비교적 우수한 혁신형 중소기업은 여타 유형의 중소기업에 비해 청년층 고용 창출에서 기여가 압도적이고, 대기업과 함께 청년층에 적합한 양질의 일자리 창출·제공에 중요한 역할을 하는 것으로 나타났다. 이상의 결과들을 종합하면, 기술혁신과 생산기술 변화에 따라 자본-노동 대체효과 등으로 고용이 감소할 수 있지만, 중장기적으로는 기업 생산성과 경쟁력 향상을 통한 제품수요 및 생산의 확장으로 고용이 늘어나고, 특히 기술혁신과의 보완성과 관련성이 높은 전문·기술직을 중심으로 중·고령층보다 청년층 노동력에 대한 수요가 더 많이 늘어날 수 있음을 시사한다.

넷째, 청년층과 고령층 간의 대체성(또는 보완성)에 대한 실증연구를 보면, 많은 경우 분석대상 국가나 관련 정책, 분석자료, 분석방법 등에 따라 일관된 분석 결과로 모여지지 않는다. 해외 연구를 보면, 이탈리아 패널 직업력 자료를 분석한 Carrozzo and Pietro(2019)는 청년층과 고령층

〈표 2-1〉 연령층별 해고 확률, 고용변동, 대체성, 기술 변화에 관한 실증연구

연구자	분석자료 및 방법	종속변수	주요 분석 결과
연령층별 해고 확률 결정요인			
Abraham & Medoff (1984)	미국 기업서베이, 프로빗	해고에 대한 중장년층의 취약성(3가지 선택)	선임권(seniority) 효과: - 선임권↓→ 해고 확률↑
Hassink (1999)	네덜란드 기업-근로자패널, 프로빗	해고에 대한 사용자의 2가지 선택	해고 확률: - 중년층 해고 확률 가장 낮음 - 근속기간↓→ 해고 확률↑
Gautier et al.(1999)	네덜란드 기업-근로자패널, 로짓	해고에 대한 사용자의 2가지 선택	해고 확률: - 청년층·고령층>중년층
Diprete et al.(1999)	프랑스·스웨덴 기업-근로자패널, 프로빗	직장이동과 관련된 5가지 선택	해고 확률: - 저경력>고경력>중경력층→U자형 경력-해고 확률 곡선:
제품수요 충격과 연령·근속층별 고용조정·변동			
Merrilees (1982)	캐나다 시계열 자료, 회귀분석	연령·성별 4개 근로자 계층 고용량	산출-고용탄력성: - 청년>성인→청년층 고용 더 민감함
Yoon (2001)	한국 제조업 대기업패널, 회귀분석	연령별(청년·중년·고령) 고용량 -매출 감소/증가 고려(비대칭성)	매출-고용탄력성: 청년층 가장 큼(민감) -전체(매출↓+↑): 청년>고령>중년 - 매출↓: 청년>고령>중년 - 매출↑: 청년>고령~중년 → 기업특수적 숙련(감가상각)과 부합
윤윤규 (2007)	한국 기업패널, 회귀분석	연령별(청년·중년·고령) 근속별 고용량 -매출 감소/증가 고려	청년층 매출-고용탄력성 가장 큼(민감) 근속별 매출-고용탄력성: - 매출↓ → 저근속>고근속>중근속층 - 매출↑ → 저근속층 가장 큼, 고·중근속층 유의하지 않음 → 고용확대 시 청년층 신규고용으로 대응

〈표 2-1〉의 계속

연구자	분석자료 및 방법	종속변수	주요 분석결과
기술혁신 활동 및 지원정책의 연령층별 고용효과			
Kogan et al. (2017)	미국 기업패널 자료, 회귀분석	기업성과(고용, 생산, 이윤, 생산성 등)	혁신지표 우수기업 → 전체 고용 등 성과변수들이 우월
Ebersberger (2004)	핀란드 기업패널자료, 회귀분석	R&D지원사업 참여기업의 고용 변화	R&D지원사업 참여 → 미참여 기업보다 기업 고용에 긍정적 성과
윤윤규·노민선·조성훈 (2019)	한국 기업패널 자료, 통계회귀 분석	기술혁신 활동, 정책 참여에 따른 전체 고용, 청년층 고용 변화	R&D-기술혁신 활동 → 전체 고용, 매출 ↑ 청년층에 대한 고용효과가 가장 강력 - 특히 청년층 R&D-기술인력 효과 큼
연령층 간 대체성/보완성			
Carrozzo & Pietro(2019)	이탈리아 패널 직업력자료, 회귀분석	청년-고령층 간 대체탄력성 추정	청년층-고령층 간에 강력한 대체관계 존재
Wels(2017)	영국 거시시계열자료, 회귀분석	청년층 경제활동참가율	고령층 경황참가율 ↑ → 청년층에 부정적 영향 없음 - 공공정책효과 고려 시 부정적 효과
Lanot & Sousounis (2016)	영국 근로자 미시자료, 회귀분석	최저임금 증가에 연령층 간 대체탄력성 추정	저임금직종의 청년-고령층 간에 보완관계 존재
한요셉(2019), 김대일(2021)	한국 경황인구조사/고용보험, 회귀분석	정년연장 입법화에 따른 청년층 고용 변화	정년연장 → 청년층 고용 감소, 연령층 간 대체관계 가능성
정희진·강창희(2022)	한국 기업패널, 회귀분석	정년연장 입법화에 따른 청년층 고용 변화	정년연장 → 청년층 고용에 미친 영향은 유의하지 않음

자료: 저자 작성.

이 강한 대체관계에 있음을 보여준다. 영국 거시시계열 자료를 분석한 Wels(2017)는 고령층 경제활동참가율 증가가 청년층의 그것에 부정적 영

향을 미치지 않지만, 공공정책 효과를 고려하면 부정적 효과가 있음을 보여준다. 한편, Lanot and Sousounis(2016)는 영국 미시적 근로자 자료를 사용하여 저임금 직종에서 최저임금 증가에 따른 청년-고령층 간 대체탄력성을 추정한 결과, 보완관계가 있음을 제시한다. 미국 거시 시계열 자료를 분석한 Gruber and Milligan(2010)은 청년-고령층 간에 강건한 음(-)의 관계를 확인하지 못하였다. Lallemand and Rycx(2009)는 벨기에 기업-근로자 매칭자료를 분석한 결과, 청년층 비중은 기업 생산성과 양(+)의 관계에 있지만, 장년층 비중은 생산성과 음(-)의 관계에 있음을 보여준다. 한편, 청년-고령층 간의 대체성에 대한 국내연구도 해외 문헌과 비슷하게 일관된 분석 결과를 보여주지 않는다. 경제활동인구조사, 고용보험 자료를 분석한 한요셉(2019)과 김대일(2021)은 정년 연장 입법화로 청년층 고용이 감소하여 청년-고령층 간에 대체관계의 가능성을 보여준다. 반면, 사업체패널 자료를 분석한 정희진·강창희(2022)는 정년 연장이 청년층 고용에 미친 영향은 유의하지 않으며, 안주엽(2010)은 고령층과 청년층은 대체관계보다 보완관계에 가까울 수 있음을 제시한다.

제5절 요약 및 소결

제2장에서는 인적자본 및 장기고용계약의 성격과 내용, 제품시장 등 외생적 여건이나 생산기술 변화 등에 따라 연령층별로 고용조정·변동, 생산요소 간 대체성(혹은 보완성)이 어떻게 다른지를 이론적으로 논의하고 또한 이와 관련된 실증연구를 살펴보았다. 앞서 이루어진 논의를 바탕으로 주요 내용을 요약·정리하면서 관련된 정책적 함의를 제시한다.

먼저, 인적자본 성격에 따라 연령·근속층별 고용조정·변동 행태가 어떻게 다른지에 대한 이론적 논의를 요약하면 다음과 같다. 기업특수적 인적자본 틀에서는 외생적 생산량 감퇴에 따라 고용조정이 불가피한 상황에서 기업특수적 훈련을 적게 받았거나 받지 않은 근로자가 우선 감축될 가능성이 크며, 따라서 연령·근속에 따라 숙련이 감가상각 없이 향상

된다면 청년층 또는 저근속층을 중심으로 고용이 먼저 줄어들 것으로 예측된다. 한편, 생산 확대로 고용이 늘어나면 중·고령층보다 청년층을 우선 신규 채용할 가능성이 크다. 이와 달리 일반적 인적자본 틀에서는 훈련비용과 이득이 근로자에게 귀속되기 때문에 생산 변화로 고용량 변동이 필요한 경우, 연령·근속과 무관하게 비교적 균일한 조정이 이루어져 연령·근속별 고용 변동성에서 큰 차이가 없을 것으로 예측된다. 여러 예측 가운데 무엇이 현실에 잘 부합하는지 파악하기 위해서는 연령·근속 등 근로자 특성별, 기업 특성별로 인적자본 형성, 성격과 내용에 관한 자료 구축 및 분석이 필요하며, 신뢰성 있는 분석 결과는 여러 특성·유형별로 적합한 맞춤형 교육훈련 정책을 설계할 때 유용하게 활용될 수 있다.

둘째, 정년이 있는 장기고용계약의 성격에 따라 연령·근속층별 고용조정·변동이 어떻게 다른지에 대한 논의를 요약하면 다음과 같다. 먼저, 물적자본과 마찬가지로 인적자본도 감가상각이 발생한다면, 연령·근속층별 고용조정행태는 감가상각이 없는 경우와 다소 다르게 예측된다. 즉, 기업특수적 인적자본에 의존하는 기업은 고용 감축이 불가피한 상황에 대응하여 저근속층(또는 청년층)과 함께 고근속층(또는 고령층) 고용을 일차적으로 축소하면서 중근속층(또는 중년층) 고용을 안정적으로 유지할 가능성이 크다(윤윤규, 2007:33). 고용 확대가 필요한 경우에는 표준적인 인적자본과 마찬가지로 청년층을 중심으로 신규 채용할 것으로 예측된다. 이와 달리, 이연임금계약하에서는 생산과 고용의 감축이 불가피한 상황에서 기업은 더 큰 순가치를 발생시킬 수 있는 청년층보다 고령층이나 중년층을 우선 줄일 가능성이 클 것이다. 이러한 예측은 기업특수적 인적자본에 기초하는 장기고용계약하에서 고용 감축 상황에 따라 중년층을 유지하면서 청년층과 고령층을 함께 줄일 것이라는 예측과는 다르다. 한편, 고용 확대가 필요한 경우 채용 관련 비용의 최소화를 위해 잔여 노동생애가 긴 청년층을 우선 고용할 것으로 예측되는데, 이는 기업특수적 인적자본에서의 예측 방향과 다르지 않다. 여기서 어떤 이론이 현실에 잘 부합하는지에 대한 파악과 분석은 근로자·기업 특성별로 적합한 장기고용계약 관계의 개선, 구체적으로는 숙련형성-임금-생산성 관계, 인적자본 형성 및 감가상각, 임금피크제, 정년 및 정년 후 재고용 등 여러

노동시장 현안 이슈에 관한 정책 개선방안 모색에서 필요한 판단 근거를 제공할 수 있다.

셋째, 생산기술 변화에 따른 생산요소 간(자본-노동, 자본-숙련 등) 대체성의 방향과 정도, 이에 따른 연령층별 고용변동은 기술혁신 성격, 기업·근로자 특성, 직종·산업 특성 등에 따라 다르게 나타난다. 먼저, 공정자동화·효율화 등 생산기술 변화과정에서 자본의 역할과 비중이 늘어나면서 저숙련 노동을 중심으로 노동을 대체하는 경향이 있겠지만, 자본과 보완성이 큰 고속련 노동수요는 유지되거나 새로이 창출될 수 있으며, 나아가 중장기적으로는 생산성·품질 향상으로 제품수요와 생산이 확장되어 숙련·연령과 관계없이 노동수요가 전반적으로 확대될 수 있다. 유사한 직종 내에서는 청년층 숙련이 중·고령층보다 낮아서 생산기술 변화에 따른 노동 대체가 청년층에 집중될 가능성이 크지만, 직종이 다른 경우라면 연령층별 자본-노동 대체성 비교가 쉽지 않으므로 직종이나 인적자본 등 숙련 특성과 관련된 요인들을 충분히 고려할 필요가 있다. 한편, 기술혁신에 따라 고속련과 저숙련 직종은 함께 늘어나고 중숙련 직종이 감소하는 숙련 수요 양극화가 현실에서 관찰되는데, 이에 대한 추가연구가 필요하다. 향후 빠르게 진전될 기술혁신 및 생산기술 변화에 따른 노동력 및 숙련 수급구조의 변화 가능성을 근로자·기업 특성별로 전망하고, 이를 바탕으로 인재양성·교육훈련 정책의 방향을 모색할 필요가 있다.

넷째, 연령·근속 등 근로자 특성별로 해고·이직 확률, 자본-노동 및 숙련·연령층 간 대체성(혹은 보완성), 제품수요와 생산기술 변화에 대응하는 고용조정·변동에서 어떤 차이가 있는지 밝히려는 실증연구들이 많이 있다. 먼저, 해고 확률은 대체로 근속기간이 짧을수록 높고, 연령별로는 청년층·고령층이 중년층보다, 그리고 경력별로는 저경력>고경력>중경력층 순서로 해고 확률이 높다는 연구들이 많은 편이다. 다음, 제품수요 등 충격에 따른 연령·근속층별 고용조정·변동패턴 차이를 분석한 연구는 많지 않지만, 대체로 외생적 충격에 따라 청년층 고용이 고령층과 중년층보다 더 민감하게 조정된다는 결과로 모여진다. 우리 기업의 경우, 매출 감소나 증가에 따라 청년층 고용이 가장 민감하며, 특히 매출 감소

시의 고용 탄력성이 청년>고령>중년층, 저근속>고근속>중근속층 순서로 나타나 감가상각이 있는 기업특수적 인적자본 성격에 더 부합함을 시사한다. 한편, 청년층과 고령층 간 대체성(혹은 보완성)을 추정하는 실증 연구들이 있는데, 청년층과 고령층 고용 간에 대체관계가 있다는 결과와 대체관계가 없거나 보완관계일 수 있다는 결과가 섞여 있다. 끝으로, 기술혁신 및 생산기술 변화가 기업 고용조정·변동에 미치는 효과를 연령층별로 분석한 실증연구는 드물고, 대부분 전체 성과변수(고용, 생산, 이윤, 생산성 등)에 대한 효과를 분석하였다. 대체로 R&D 등 기술혁신 활동이 우수한 기업은 전체 고용, 매출 등 성과변수에서도 우월함을 보여준다. 우리의 경우 기술혁신 활동이 우수한 혁신형 중소기업은 그렇지 않은 기업에 비해 청년층, 특히 청년층 R&D-기술 인력에 대한 고용효과가 더 우월한 것으로 나타났다. 그러나, 여전히 분석자료의 한계로 연령층별 연구가 많이 부족하고 일치된 결과로 모여지지 않는 경우가 많으므로, 대표성 있는 자료 구축이 시급하다. 구체적으로는 고용보험, 훈련, 임금 등에 대한 행정자료, 기업 재무·경영·기술혁신 등에 대한 자료, 정책지원 정보 등 다양한 자료들을 결합·구축한 폭넓은 분석 자료를 활용함으로써 실효성이 있는 정책개선 방향의 모색에 유용한 판단 근거를 제공할 수 있다.

제 3 장

중고령층 및 청년층 고용 간 관계 분석

본 장에서는 중고령층 및 청년층 고용 간의 관계를 직접 들여다보는 형태의 분석을 실시한다. 이를 통해 제4장에서 CES 생산함수에 대한 대체탄력성을 추정하기 전, 좀 더 직관적인 축약형(reduced form) 분석을 통해 세대 간 고용 대체성 여부에 대한 시사점을 던져줄 수 있는 분석 결과를 제시하고자 한다.

세대별 고용 간 관계에 대해 미시적 분석을 수행한 선행연구로서 김준영(2011)을 들 수 있다. 김준영(2011)은 고용보험 DB 자료로부터 사업체 패널 데이터를 구축하여 이에 대해 고정효과 모형을 통해 세대 간 고용이 대체 혹은 보완 관계를 갖는지 여부를 분석하였다. 그 결과 김준영(2011)은 사업체 내 고령층 고용 증가가 청년층 고용 증가와 통계적으로 유의한 정(+)의 관계를 가짐을 보인 바 있다.

본 장에서는 서로 다른 연령대별 고용인원 및 비중 간의 관계를 직접적으로 들여다보되, 분석 자료로서 엄밀한 조사 수행 및 조사 데이터의 엄격한 정제 과정을 거친 패널조사 자료를 활용하여 2010년대 이후 변화했을 가능성이 있는 세대별 고용 간 관계에 대한 업데이트 연구를 수행하고자 한다.

제1절 분석 자료 및 방법

본 장에서는 한국노동연구원에서 2005년 이후 2019년에 이르기까지 격년별로 실시한 사업체패널조사 자료를 활용한 분석 결과를 제시한다. 특히 해당 자료의 6~8차(2015, 2017, 2019년) 자료의 경우 각 사업체 내 55세 이상 및 35세 미만 근로자 수에 대한 설문을 포함하고 있어, 본 연구의 주 목적인 세대 간 고용 대체관계 여부를 분석하는 데 직접적으로 활용 가능하다. 더불어 사업체 단위로 측정된 다양한 변수를 광범위하게 포함하고 있어, 분석 시 통제변수 활용에도 유리한 자료라 할 수 있다.

본 연구의 분석 방법으로는 일반적인 패널자료 분석 방법론이라 할 수 있는 고정효과(fixed effect) 모형과 확률효과(random effect) 모형을 병행하여 활용하고자 한다. 잘 알려져 있다시피 이들 모형이 핵심 설명변수와 종속변수 간 내생성 편의(endogeneity bias)를 완전히 제거하지는 못하나, 적절히 사용할 경우 이러한 문제를 상당 부분 해소하는 데 기여할 수 있음에 주목하여 분석을 진행하고자 한다.

본 연구에서 추정하는 회귀식은 다음과 같다.

$$\log L_{y,i_t} = \beta \log L_{o,i_t} + \gamma' X_{i_t} + \alpha_i + \lambda_t + \epsilon_{i_t} \quad (1)$$

$$\log L_{y,i_t} = \beta \log L_{o,i_{t-1}} + \gamma' X_{i_t} + \alpha_i + \lambda_t + \epsilon_{i_t} \quad (2)$$

위 식에서 L_{y,i_t} 는 청년층 고용인원/비중, L_{o,i_t} 는 중고령층 고용인원/비중, X_{i_t} 는 통제변수 벡터, α_i 는 i 사업체더미, λ_t 는 t 연도더미, ϵ_{i_t} 는 오차항을 나타낸다.

식 (1)은 같은 시점 중고령층과 청년층의 고용인원 혹은 비중 간 관계를 추정하면서 사업체 단위 시간불변의 요인 및 같은 연도에 모든 사업체에 공통된 요인, 그리고 기타 통제변수를 통제하고 있다. 한편 식 (2)는 이전 시기 중고령층 고용인원/비중과 현 시기 청년층 고용인원/비중 간

관계를 추정하는 데 목적을 둔다.

위 식 (1)과 (2)를 그대로 회귀분석하면 고정효과 모형이 되고, α_i 가 다른 설명변수와 상관관계를 갖지 않는다고 가정하고 오차항으로 흡수하여 GLS(generalized least-squares)로 추정하면 확률효과 모형이 된다. 본 연구에서는 위 식 (1)과 (2)를 각각 고정효과 및 확률효과 모형으로 추정한 결과를 모두 제시할 것이다.

제2절 분석 결과

1. 기초통계

본 절에서는 서로 다른 연령대, 즉 중고령층(55세 이상)과 청년층(35세 미만)의 고용인원 및 비중 간 관계에 대해 한국노동연구원의 사업체패널조사 6~8차 자료를 고정효과 및 확률효과 모형 등 일반적인 패널 분석 방법론을 활용하여 분석한 결과를 제시한다. 이들 자료는 조사 차수 간 2년 간격으로 2015년부터 2019년까지의 기간을 포괄한다.

사업체패널조사 1~5차(2005~2013년) 자료의 경우 중고령층과 청년층 연령 구분 기준이 6차 이후 조사와 달라, 6차 이후 자료와 직접 연결하는데 있어 주의가 요구된다. 즉 사업체패널 1~5차 조사의 경우 중고령층을 50세 이상, 청년층을 30세 미만으로 정의하고 있다. 다만 이러한 연령 구분 기준의 차이를 감안하면서, 2010년대 중반 이후와 그 이전 시기 사이에 연령대 간 고용대체 관계의 양상이 변화했는지 살펴보고자 사업체패널조사 1~5차 자료에 대한 분석 결과 역시 함께 제시하여 비교할 것이다.

<표 3-1>은 본 분석에 활용된 변수의 기초통계를 보여준다. 사업체패널조사 6~8차 자료에 포함된 표본 사업체당 전체 근로자 수의 산술평균은 238명, 중위값은 92명이고 표본 내 편차가 매우 크게 나타나고 있다. 이 중 6~8차 자료에 해당 문항이 포함된 55세 이상 근로자 및 35세 미만

〈표 3-1〉 기초통계 : 사업체패널 자료(6~8차 조사)

변수	산술평균	중윗값	표준편차	최솟값	최댓값	관측 수
전체 근로자 수	238.49	92	549.26	1	17,161	9,094
55세 이상 근로자 수	39.43	10	105.70	0	3,013	9,094
35세 미만 근로자 수	67.73	18	210.54	0	8,124	9,094
55세 이상 근로자 비중	0.19	0.11	0.22	0	1	9,094
35세 미만 근로자 비중	0.26	0.22	0.22	0	1	9,094
사업체 업력	24.82	21	14.97	2	116	9,094
여성 근로자 비중	0.30	0.22	0.26	0	1	9,094

자료 : 한국노동연구원, 사업체패널조사 6~8차년도 자료.

근로자 비중의 산술평균은 각각 19%와 26%이고, 중윗값은 11%와 22%로 나타난다.

한편 6~8차 자료에 나타난 사업체 업력의 산술평균은 24년 남짓, 중윗값은 21년이며 표본 사업체 간 편차가 상당히 크게 나타나고 있다. 한편 역시 6~8차 자료에 나타난 여성 근로자 비중의 산술평균은 30%, 중윗값은 22%이다.

2. 세대 간 고용대체 관계 분석 결과

가. 55세 이상 및 35세 미만 간 관계(2015~2019년)

우선 <표 3-2>는 서로 다른 연령대로서 사업체패널 6~8차 조사 자료에 포함된 55세 이상 및 35세 미만 고용인원 간 관계를 고정효과(모형 1~2) 및 확률효과(모형 3~4) 모형으로 분석한 결과를 보여준다. 즉 2015년부터 2019년까지 비교적 최근 시기에 서로 다른 세대 고용인원 간 관계를 분석한 결과라 할 수 있다.

이때 사업체 규모를 나타내는 전체 근로자 수를 통제하는 관계로, 단순히 정해진 인원 내에서 특정 연령대 인원 증가 시 다른 연령대 인원은 감소할 가능성이 자동적으로 높아질 수 있다는 우려가 제기될 수 있다.

이러한 가능성을 줄이기 위해, 모형 2와 4에서는 조사 차수 기준 1기 이전(연도로는 2년 전)의 55세 이상 고용인원과 현 조사 차수의 35세 미만 고용인원 간 관계를 분석한 결과를 별도로 제시한다.

<표 3-2>에 제시된 모든 모형에서 산업중분류더미, 연도더미 및 17개 광역시도 단위 사업체 소재지더미를 포함하여 분석하였다. 더불어 각 추정계수의 통계적 유의성을 판단하기 위해 클러스터 강건 표준오차(cluster-robust standard error)를 사용함으로써 엄밀성을 기하였다.

<표 3-2>에 제시된 2015년 이후 최근 시기에 대한 분석 결과는 다음 제4장에 제시될 서로 다른 연령대 간 대체탄력성 추정 결과와 유사하게, 대체로 세대 간 고용인원에 대체관계가 존재할 수 있음을 보여준다.

좀 더 구체적으로 살펴보면, 같은 시기 서로 다른 연령대별 고용인원에 로그를 취한 변수 간 관계는 <표 3-2>의 모형 1과 3 모두에서 통계적으로 강하게 유의한 부(-)의 추정계수를 나타내고 있다. 예를 들어 55세 이상 근로자 수가 1% 증가하면 같은 시기 35세 미만 근로자 수는 0.07% 감소함을 고정효과 모형을 활용한 모형 1의 결과는 보여준다, 한편 모형 3에서 확률효과 모형을 통해 추정된 결과에 따르면 55세 이상 근로자 수의 1%p 증가는 35세 미만 근로자 수의 0.22%p 감소와 연관되고 있다.

한편 전기의 55세 이상 고용인원과 이번 기 35세 미만 고용인원 간 관계를 분석한 <표 3-2>의 모형 2와 4 모두에서 추정계수가 부(-)의 부호를 나타내나, 통계적 유의성은 모형 4에서 확률효과 모형으로 추정했을 때만 나타나고 있다. 모형 4를 기준으로 할 때, 전기 55세 이상 근로자 수의 1%p 증가는 이번 기 35세 미만 근로자 수의 0.12%p 감소와 연관되고 있다.

통제변수 중 전체 근로자 수의 경우 35세 미만 근로자 수와 당연히 강하게 유의한 정(+)의 관계를 모든 모형에서 나타내고 있는데, 전체 근로자 수가 1% 증가하는 경우 35세 미만 근로자 수도 대략 비슷한 퍼센티지만큼 증가하고 있다. 한편 사업체 업력은 35세 미만 근로자 수와 뚜렷한 패턴의 관계를 나타내지 않으며, 다른 조건이 동일할 때 여성 근로자 비중이 높아질수록 35세 미만 근로자 수는 유의하게 감소하는 관계가 모든 모형에서 관측된다.

〈표 3-2〉 55세 이상 및 35세 미만 연령대 고용인원 간 관계(2015~2019년)

종속변수: $\log(35\text{세미만근로자수})$

변수	고정효과 모형		확률효과 모형	
	모형 1	모형 2	모형 3	모형 4
$\log(55\text{세이상근로자수})$	-0.0724*** (0.0242)		-0.2190*** (0.0152)	
$\log(55\text{세이상근로자수})$ _전기		-0.0064 (0.0252)		-0.1205*** (0.0183)
$\log(\text{전체근로자수})$	0.9801*** (0.0537)	0.9912*** (0.0803)	1.1538*** (0.0178)	1.0443*** (0.0215)
사업체업력	0.0103*** (0.0024)	-0.0218*** (0.0077)	-0.0005 (0.0009)	-0.0007 (0.0012)
여성근로자비중	-0.6785*** (0.2361)	-1.4598*** (0.4325)	-0.3392*** (0.0860)	-0.4555*** (0.1184)
산업중분류더미 통제 여부	○	○	○	○
연도더미 통제 여부	○	○	○	○
소재지더미 통제 여부	○	○	○	○
상수	-1.6287*** (0.2861)	-0.1967 (0.4324)	-2.4204*** (0.3318)	-2.2239*** (0.4149)
관측 수	7,675	4,313	7,675	4,313
R ²	0.2711	0.3271	0.7034	0.6894
Prob> χ^2	-	-	0.0000	0.0000

주: 괄호 안 숫자는 클러스터 강건 표준오차(cluster-robust standard error)를 나타냄. *, **, ***는 각각 유의수준 10%, 5%, 1%에서 통계적으로 유의함을 나타냄.

자료: 한국노동연구원, 사업체패널조사 6~8차년도 자료.

다음으로 <표 3-3>은 연령대별 고용인원 자체가 아닌, 전체 근로자 수 대비 연령대별 고용비중 간 관계를 고정효과(모형 1~2) 및 확률효과(모형 3~4) 모형으로 분석한 결과를 보여준다.

이처럼 연령대별 고용비중 간 관계를 분석할 때 누릴 수 있는 장점은, 연령대별 고용인원이 0인 경우 로그 변환 분석에서 제외된 표본까지 포함하여 분석할 수 있다는 점이다.²⁾ 더불어 전체 근로자 수를 통제함으로 인

2) <표 3-2>의 분석에서 핵심 설명변수 및 종속변수에 로그를 취하기 전 1을 더하는 방식으로 관측 수를 <표 3-3>과 맞추는 것이 가능하다. 다만 <표 3-1>에서 사업체패널조사 6-8차 자료 표본의 사업체별 고용인원의 증위값이 92명이고 최솟값은

해 특정 세대 고용인원 증가 시 타 세대 고용인원이 감소할 가능성이 자동적으로 증가한다는 우려를 낮출 수 있는 점 역시 장점이라 할 수 있다.

다만 연령대별 고용인원이 아닌 고용비중 간 관계를 분석한다 하더라도 모든 연령대 고용비중의 합이 100%로 고정되기 때문에 결국 특정 세대 고용비중 증가 시 타 세대의 고용비중이 낮아질 가능성이 자동적으로 높아진다는 우려는 여전히 남아 있을 수 있다. 이러한 가능성을 낮추기 위해 조사 차수 1기 이전의 55세 이상 고용비중과 현 조사 차수의 35세 미만 고용비중 간 관계를 분석한 결과는 모형 2와 4에 제시되어 있다.

<표 3-3>에서 역시 모든 모형에서 산업중분류더미, 연도더미 및 소재지더미를 포함하여 분석하였다. 더불어 <표 3-2>에서와 마찬가지로 클러스터 강건 표준오차를 사용하여 각 추정계수의 통계적 유의성을 판별하였다.

<표 3-3>에 제시된 분석 결과는 질적으로 <표 3-2>의 결과와 상당히 유사하다. 즉 대체로 세대 간 고용에 대체관계가 존재할 가능성을 시사하는 결과가 <표 3-3>에 제시되어 있다.

좀 더 구체적으로 살펴보면, 같은 시기 서로 다른 연령대별 고용비중 간에 <표 3-3>의 모형 1과 3 모두에서 유의수준 1%에서 강하게 유의한 부(-)의 관계가 나타나고 있다. 즉 모형 1의 고정효과 모형 분석 결과는 55세 이상 근로자 비중이 1%p 증가하면 같은 시기 35세 미만 근로자 비중은 0.08%p 감소함을 보여준다, 한편 모형 3의 확률효과 모형 추정 결과 55세 이상 근로자 비중의 1%p 증가는 35세 미만 근로자 비중의 0.24%p 감소와 연관되고 있다.

한편 전기의 55세 이상 고용비중과 이번 기 35세 미만 고용비중 간 관계를 분석한 <표 3-3>의 모형 2와 4 모두에서 추정계수가 부(-)의 부호를 나타내나, 통계적 유의성은 확률효과 모형으로 추정한 모형 4에서만 나타난다. 모형 4를 기준으로 전기 55세 이상 고용비중의 1%p 증가는 이번 기 35세 미만 고용비중의 0.17%p 감소와 연관된다.

1명으로 나타나는 등 소규모 사업체가 다수 분석 표본에 포함되어 있음을 감안할 필요가 있다. 즉 연령대별 고용인원에 대한 인위적 변환이 분석 결과에 영향을 미칠 가능성을 배제할 수 없어, 본 연구에서는 이러한 분석을 수행하지 않기로 한다.

〈표 3-3〉 55세 이상 및 35세 미만 연령대 고용비중 간 관계(2015~2019년)

종속변수: 35세미만근로자비중

변수	고정효과 모형		확률효과 모형	
	모형 1	모형 2	모형 3	모형 4
55세이상근로자비중	-0.0842*** (0.0195)		-0.2446*** (0.0131)	
55세이상근로자비중 _전기		-0.0067 (0.0232)		-0.1741*** (0.0176)
log(전체근로자수)	0.0029 (0.0088)	0.0034 (0.0168)	0.0041 (0.0027)	0.0042 (0.0034)
사업체업력	0.0019 (0.0014)	-0.0072*** (0.0018)	-0.0007*** (0.0002)	-0.0005* (0.0003)
여성근로자비중	-0.1086** (0.0459)	-0.2057** (0.0825)	-0.0299* (0.0172)	-0.0527** (0.0226)
산업중분류더미 통제 여부	○	○	○	○
연도더미 통제 여부	○	○	○	○
소재지더미 통제 여부	○	○	○	○
상수	0.6192*** (0.1208)	0.7295*** (0.0890)	0.2358*** (0.0496)	0.1958*** (0.0625)
관측 수	9,094	5,212	9,094	5,212
R ²	0.0049	0.0030	0.2415	0.2107
Prob>χ ²	-	-	0.0000	0.0000

주: 괄호 안 숫자는 클러스터 강건 표준오차(cluster-robust standard error)를 나타냄. *, **, ***는 각각 유의수준 10%, 5%, 1%에서 통계적으로 유의함을 나타냄.

자료: 한국노동연구원, 사업체패널조사 6~8차년도 자료.

통제변수 중 전체 근로자 수는 35세 미만 고용비중과 어느 모형에서도 통계적으로 유의한 관계를 갖지 않는다. 사업체 업력은 확률효과 모형으로 추정된 모형 3과 4에서 35세 미만 고용비중과 통계적으로 유의한 부(-)의 관계를 보이고 있다. 한편 다른 조건이 동일할 때 여성 근로자 비중이 높아질수록 35세 미만 고용비중이 유의하게 감소하는 관계가 모든 모형에서 나타나고 있다.

<표 3-3>에 제시된 서로 다른 연령대별 고용비중 간 관계에 대한 분석 결과는, <표 3-2>에서 세대 간 고용인원의 관계를 분석했을 때와 질적으로 유사한 결과를 보여주고 있다. 즉 대체로 세대 간 고용비중에 있어 대체관계가 존재할 가능성이 있음을 보여주는 결과가 <표 3-3>에 제시된 것으로 볼 수 있다. 이러한 <표 3-3>의 결과는 <표 3-2>에 비해 사업체 규모 변수 통제에 따른 결과 해석에 대한 우려 제기 가능성이 낮다고 할 수 있다.³⁾

나. 55세 이상 및 35~54세 간 관계(2015~2019년)

다만 지금까지 살펴본 분석 결과가 55세 이상 중고령층과 35세 미만 청년층 간에 실제로 대체관계가 존재함을 보여준다는 확신을 갖기 위해서는, 55세 이상과 35~54세 중간 연령대 간에도 이러한 대체관계가 나타나는지 살펴볼 필요가 있다.

<표 3-4>와 <표 3-5>는 위 <표 3-2>-<표 3-3>의 55세 이상과 35세 미만 근로자 간 관계 분석을 55세 이상과 35~54세 근로자 간 관계 분석으로 바꾸어 분석한 결과를 제시한다. 즉 분석에 포함된 종속변수의 연령대만 청년층에서 중간 연령대로 변경한 결과를 보여주고 있다.

3) 이러한 본 연구의 핵심 분석 결과는 김준영(2011)이 고용보험 DB 자료로 고정효과 모형을 분석했을 때 사업체 내 고령층 고용 증가가 청년층 고용 증가와 통계적으로 유의한 정(+)의 관계를 가진다는 결과와 상충된다. 그 원인으로 김준영(2011)의 분석 대상 기간이 2000-2009년으로 본 연구의 2015-2019년과 다른 시기인 것이 중요하게 작용했을 수 있다. 더불어 표본 사업체에 대한 조사 자료(한국노동연구원 사업체패널조사 자료)와 전수 행정통계(고용보험 DB 자료) 간 차이가 작용했을 가능성도 배제할 수는 없을 것이다. 다만 이와 더불어 추정 모형의 차이 역시 주요 원인이 되었을 수 있다. 즉 김준영(2011)의 분석 모형은 종속변수로 30세 미만 청년 고용성장률(고용보험 취득률-상실률), 핵심 설명변수로 같은 시기 중고령층(50세 혹은 55세 이상) 고용성장률, 전기 중고령층 근로자 비중 혹은 근로자 평균 연령을 사용하면서 전기 전체 근로자 수 등을 통제하였다. 이때 생산규모 증가에 따라 서로 다른 연령대 고용성장률 간에 자연스럽게 정(+)의 관계가 나타날 가능성, 전기 근로자 고령화 정도가 높은 경우 역시 자연스럽게 청년층 고용성장률이 높아질 가능성 등이 김준영(2011)의 연구에서 세대 간 고용보완 양상이 도출되는 데 일정 부분 작용했을 것으로 보인다.

〈표 3-4〉 55세 이상 및 35~54세 연령대 고용인원 간 관계(2015~2019년)

종속변수: $\log(35\sim 54\text{세근로자수})$

변수	고정효과 모형		확률효과 모형	
	모형 1	모형 2	모형 3	모형 4
$\log(55\text{세이상근로자수})$	-0.2631*** (0.0180)		-0.2117*** (0.0106)	
$\log(55\text{세이상근로자수})$ _전기		0.1014*** (0.0194)		-0.0318** (0.0128)
$\log(\text{전체근로자수})$	1.1721*** (0.0346)	0.9376*** (0.0583)	1.1746*** (0.0117)	1.0322*** (0.0151)
사업체업력	-0.0043 (0.0030)	0.0103 (0.0068)	0.0020*** (0.0006)	0.0002 (0.0009)
여성근로자비중	0.2528 (0.1940)	0.6801* (0.3749)	-0.0791 (0.0594)	-0.0336 (0.0872)
산업중분류더미 통제 여부	○	○	○	○
연도더미 통제 여부	○	○	○	○
소재지더미 통제 여부	○	○	○	○
상수	-1.0173*** (0.2319)	-1.3557*** (0.3251)	-1.2499*** (0.1612)	-1.3668*** (0.2566)
관측 수	7,991	4,534	7,991	4,534
R ²	0.6307	0.5766	0.7988	0.7612
Prob>χ ²	-	-	0.0000	0.0000

주: 괄호 안 숫자는 클러스터 강건 표준오차(cluster-robust standard error)를 나타냄. *, **, ***는 각각 유의수준 10%, 5%, 1%에서 통계적으로 유의함을 나타냄.

자료: 한국노동연구원, 사업체패널조사 6~8차년도 자료.

먼저 <표 3-4>에서 55세 이상과 35~54세 연령대 고용인원 간 관계를 분석한 결과를 보면 대체로 중고령층과 35~54세 연령대 간에도 대체관계가 존재한다고 볼 만한 결과가 많이 도출되긴 하나, 상대적으로 앞서 <표 3-2>에서 중고령층과 35세 미만 청년층 고용인원 간 관계를 분석했을 때에 비해 세대 간 대체관계가 다소 약하다고 볼 만한 근거가 나타난다.

즉 <표 3-2>에서 중고령층과 청년층 고용인원 간 관계의 추정계수가 4개의 분석 모형 모두에서 부(-)의 부호를 갖고 이 중 3개 모형에서 통계적으로 강하게 유의하였음을 본 바 있다. 반면 <표 3-4>에 추정된 중고령층과 중간 연령대 인원 간 관계의 추정계수의 경우, 1개 모형(모형 2)에서 그 부호가 정(+)의 값을 가지면서 통계적으로 강하게 유의한 것으로 나타난다.

비록 <표 3-4>의 다른 3개 모형에서는 <표 3-2>와 질적으로 유사한 결과가 도출되었으나, <표 3-4>에 제시된 결과를 종합할 때 중고령층과 중간 연령대 고용인원 간 관계는 중고령층과 청년층 간에 비해 그 대체 관계가 상대적으로 약할 가능성이 엿보인다.

다음으로 <표 3-5>는 서로 다른 연령대 간 고용비중의 관계에 있어서도 종속변수를 청년층 고용비중에서 중간 연령대 비중으로 변경할 때 고용인원 간 관계를 볼 때와 유사한 관계가 나타남을 보여준다. 즉 앞서 <표 3-3>에 제시된 결과와 비교할 때, 전기 중고령층 고용비중을 핵심 설명변수로 사용한 고정효과 모형(모형 2)에서 서로 다른 연령대 고용 간 대체관계와 정반대되는 양상이 통계적으로 강하게 유의하게 나타나고 있다. 즉 연령대별 고용비중 간 관계를 보더라도, 중고령층과 청년층 간에 비해 중고령층과 중간 연령대 간 고용대체 관계가 덜 명확하다고 할 수 있다.

<표 3-2>~<표 3-5>에 제시된 분석 결과를 종합할 때, 중고령층과의 고용대체 관계는 중간 연령대보다는 청년층에 대해 더욱 뚜렷이 나타난다고 할 수 있다. 이는 한편으로 앞서 <표 3-2>~<표 3-3>의 결과로부터 시사된 중고령층과 청년층 간 고용대체 관계의 존재가 단순히 산술적으로 특정 연령층 고용 증가가 다른 연령층의 고용 감소를 자동적으로 초래하기 때문에 나타난 기계적 결과일 가능성을 상당 부분 감소시키는 것으로 해석 가능하다. 더불어 중고령층, 청년층 및 중간 연령대 총 3개 연령대 간 고용대체 관계를 놓고 볼 때, 중고령층과 청년층 간의 대체 관계가 상대적으로 좀 더 뚜렷하게 나타남을 보여주는 결과로도 볼 수 있을 것이다.

〈표 3-5〉 55세 이상 및 35~54세 연령대 고용비중 간 관계(2015~2019년)

종속변수: 35-54세근로자비중

변수	고정효과 모형		확률효과 모형	
	모형 1	모형 2	모형 3	모형 4
55세이상근로자비중	-0.9158*** (0.0195)		-0.7554*** (0.0131)	
55세이상근로자비중 _전기		0.3237*** (0.0346)		-0.1290*** (0.0249)
log(전체근로자수)	-0.0029 (0.0088)	0.0064 (0.0196)	-0.0041 (0.0027)	0.0120*** (0.0040)
사업체업력	-0.0019 (0.0014)	-0.0006 (0.0022)	0.0007*** (0.0002)	0.0001 (0.0003)
여성근로자비중	0.1086** (0.0459)	0.2557*** (0.0902)	0.0299* (0.0172)	0.0120 (0.0255)
산업중분류더미 통제 여부	○	○	○	○
연도더미 통제 여부	○	○	○	○
소재지더미 통제 여부	○	○	○	○
상수	0.3808*** (0.1208)	0.1250 (0.1143)	0.7642*** (0.0496)	0.3718*** (0.0782)
관측 수	9,094	5,212	9,094	5,212
R ²	0.0572	0.0001	0.3730	0.1583
Prob>χ ²	-	-	0.0000	0.0000

주: 괄호 안 숫자는 클러스터 강건 표준오차(cluster-robust standard error)를 나타냄. *, **, ***는 각각 유의수준 10%, 5%, 1%에서 통계적으로 유의함을 나타냄.

자료: 한국노동연구원, 사업체패널조사 6~8차년도 자료.

다. 50세 이상 및 30세 미만 간 관계(2005~2013년)

지금까지 사업체패널 6-8차 자료를 사용하여 55세 이상 및 35세 미만 연령대 간 고용대체 관계 유무를 분석하였다. 이제 사업체패널의 연령대 별 근로자 수 설문 방식의 변화를 감안하여, 사업체패널 1-5차 자료를 통해 50세 이상 및 30세 미만 연령대 간의 고용대체 관계에 대해 분석하도록 한다. 즉 지금부터 제시되는 분석 결과는 연도 기준 2005년부터 2013년까지 중고령층과 청년층 간 고용대체 관계에 대한 것인데, 다만 앞서 살펴본 것과 연령대 구분 기준에 차이가 있음을 유념할 필요가 있다.

<표 3-6>은 사업체패널 1-5차 조사 자료에 포함된 50세 이상 및 30세 미만 고용인원 간 관계를 고정효과(모형 1-2) 및 확률효과(모형 3-4) 모형으로 분석한 결과를 보여준다. 이는 앞서 2015년부터 2019년까지 비교적 최근 시기에 대한 분석보다 좀 더 이른 시기에 대한 분석 결과로서, 연령대 구분 기준이 변경되긴 하였으나 서로 비교할 경우 시간 흐름에 따른 세대 간 고용대체 양상의 변화를 어느 정도 포착 가능한 자료가 될 수 있다.

<표 3-6>의 분석 결과를 보면, 비록 비교하는 연령대에 다소 차이가 있긴 하나 대체로 중고령층과 청년층 간 고용대체 관계가 2010년대 초반

<표 3-6> 50세 이상 및 30세 미만 연령대 고용인원 간 관계(2005~2013년)

종속변수: log(30세미만근로자수)

변수	고정효과 모형		확률효과 모형	
	모형 1	모형 2	모형 3	모형 4
log(50세이상근로자수)	0.0007 (0.0218)		-0.1760*** (0.0166)	
log(50세이상근로자수) _전기		-0.0091 (0.0173)		-0.1248*** (0.0153)
log(전체근로자수)	0.9581*** (0.0413)	0.9441*** (0.0493)	1.1600*** (0.0188)	1.0957*** (0.0209)
사업체업력	0.0006 (0.0031)	-0.0032* (0.0019)	-0.0021** (0.0009)	-0.0014 (0.0011)
여성근로자비중	0.7482*** (0.2074)	0.7597*** (0.2541)	0.2908*** (0.0895)	0.3300*** (0.1132)
산업중분류더미 통제 여부	○	○	○	○
연도더미 통제 여부	○	○	○	○
소재지더미 통제 여부	○	○	○	○
상수	-2.2113*** (0.3171)	-2.3120*** (0.3902)	-2.5634*** (0.2873)	-2.6492*** (0.3748)
관측 수	7,739	4,973	7,739	4,973
R ²	0.5642	0.5399	0.7313	0.7285
Prob>χ ²	-	-	0.0000	-

주: 괄호 안 숫자는 클러스터 강건 표준오차(cluster-robust standard error)를 나타냄. *, **, ***는 각각 유의수준 10%, 5%, 1%에서 통계적으로 유의함을 나타냄.

자료: 한국노동연구원, 사업체패널조사 1~5차년도 자료.

이전보다 2010년대 중반 이후에 좀 더 뚜렷해진 것으로 볼 수 있는 근거가 드러난다. 즉 모형 2부터 4까지의 결과는 위의 <표 3-2>에서 2015~2019년 사이 고용대체 관계를 분석했을 때와 질적으로 유사하나, 모형 1에서 통계적 유의성이 상실될 뿐만 아니라 핵심 설명변수의 추정계수 부호가 정(+)의 값을 나타내어 전반적으로 고정효과 모형으로 추정할 때는 중고령층과 청년층 간 고용대체 관계가 있었음을 시사하는 결과가 도출되지 않고 있다.

다음으로 <표 3-7>은 사업체패널 1-5차 조사 자료에 포함된 50세 이상 및 30세 미만 근로자 비중 간 관계를 고정효과(모형 1~2) 및 확률효

<표 3-7> 50세 이상 및 30세 미만 연령대 고용비중 간 관계(2005~2013년)
 종속변수: 30세미만근로자비중

변수	고정효과 모형		확률효과 모형	
	모형 1	모형 2	모형 3	모형 4
50세이상근로자비중	0.0029 (0.0161)		-0.1509*** (0.0131)	
50세이상근로자비중 _전기		0.0259* (0.0146)		-0.1319*** (0.0144)
log(전체근로자수)	0.0052 (0.0056)	0.0076 (0.0069)	0.0106*** (0.0022)	0.0150*** (0.0025)
사업체업력	0.0048*** (0.0013)	0.0024*** (0.0003)	-0.0009*** (0.0001)	-0.0008*** (0.0002)
여성근로자비중	0.1517*** (0.0369)	0.1045** (0.0424)	0.0912*** (0.0173)	0.0747*** (0.0194)
산업중분류더미 통제 여부	○	○	○	○
연도더미 통제 여부	○	○	○	○
소재지더미 통제 여부	○	○	○	○
상수	-0.0382 (0.0618)	-0.0273 (0.0609)	0.1149*** (0.0395)	0.1112** (0.0468)
관측 수	8,922	5,948	8,922	5,948
R ²	0.0000	0.0021	0.2452	0.2317
Prob>X ²	-	-	0.0000	-

주: 괄호 안 숫자는 클러스터 강건 표준오차(cluster-robust standard error)를 나타냄. *, **, ***는 각각 유의수준 10%, 5%, 1%에서 통계적으로 유의함을 나타냄. 자료: 한국노동연구원, 사업체패널조사 1~5차년도 자료.

과(모형 3~4) 모형으로 분석한 결과를 제시한다. 역시 앞서 <표 3-3>에 제시된 결과와 비교해볼 때, 2010년대 중반 이후 중고령층과 청년층 간 고용대체 관계가 그 이전 시기 대비 좀 더 뚜렷해진 것으로 해석 가능한 근거가 제시되고 있다.

즉 <표 3-7>에서 2013년 이전 50세 이상과 30세 미만 연령대 간 고용비중의 관계를 분석한 결과, <표 3-3>에서 2015년 이후 55세 이상과 35세 미만 고용비중 간 관계를 보았을 때와 비교하여 고정효과 모형을 통한 분석 시 핵심 설명변수의 추정계수가 대체로 통계적으로 유의하진 않으나 모두 정(+)의 부호를 나타내고 있다.

<표 3-2>~<표 3-3>에 제시된 결과와 <표 3-6>~<표 3-7>에 제시된 결과를 종합적으로 서로 비교해보면, 2010년대 중반 이후 중고령층과 청년층 간 고용대체 관계가 그 이전 시기 대비 더욱 뚜렷해졌다고 볼 만한 근거가 나타나고 있다. 다만 사업체패널조사 1~5차와 6~8차 간 연령대 구분 기준이 달라진 것이 이러한 변화에 상당 부분 영향을 미쳤을 가능성이 있음은 유념할 필요가 있다.

라. 2007년 이전과 2009년 이후 세대 간 고용대체 관계 비교

다음 제4장에서 상세히 설명되겠지만 사업체패널조사 자료를 사용하여 CES 생산함수로부터 세대 간 대체탄력성을 추정해보면, 2008년 안팎을 기준으로 나누어 볼 때 2005~2007년 표본에 대해 분석한 결과 대비 2009~2019년 표본에 대해 추정된 대체탄력성이 더 커지는 것으로 나타난다. 즉 2008년 이전 대비 이후에 세대 간 고용대체 관계가 더욱 뚜렷해진 것으로 제4장의 분석 결과가 도출되고 있다.

이를 감안하여 본 장에서도 세대 간 고용대체 관계를 직관적인 축약형 모형을 통해 추정하면서 2008년경 구조적 변화를 상정하고 그 이전 시기와 이후 시기를 나누어 분석한 후 그 결과를 서로 비교해보고자 한다.

<표 3-8>은 사업체패널조사 1~2차, 즉 2005~2007년 표본에 대해 50세 이상 및 30대 미만 연령대 고용인원 및 비중 간 관계를 추정한 결과를 제시한다. 다만 전기 중고령층 고용인원 및 비중을 핵심 설명변수로 사용

하는 모형의 경우, 두 기간에 걸친 자료에 대해 고정효과 혹은 확률효과 모형으로 추정할 수 없어 같은 기의 세대 간 고용인원 및 비중 간 관계만을 추정하였다.

<표 3-8>의 모형 1과 모형 2에서 중고령층 고용인원과 청년층 고용인원 간 관계를 각각 고정효과 및 확률효과 모형으로 추정한 결과, 어느 모형을 사용했는지 여부에 따라 대체관계에 대한 판정이 달라지는 것으로 나타난다. 즉 고정효과 모형 추정 시에는 약하게나마 통계적으로 유의한 고용보완 관계가 나타나는 반면, 확률효과 모형으로 추정하면 통계적으로 강하게 유의한 고용대체 관계가 도출되고 있다.

다음으로 <표 3-8>의 모형 3과 모형 4에서 중고령층 고용비중과 청년층 고용비중 간 관계를 추정할 때도 이와 비슷하면서 좀 더 극명한 대비양상이 드러난다. 즉 고정효과 모형 추정 시에는 세대 간 고용보완 관계가 통계적으로 강하게 유의한 것으로 추정되는 반면, 확률효과 모형 분석에서는 통계적으로 강하게 유의한 고용대체 관계가 추정되고 있다.

이러한 2005~2007년 시기에 대한 분석 결과는, 앞서 <표 3-2>~<표 3-3>에 그 결과가 제시된 본 장의 핵심 분석에서 2015~2019년 시기에 대해 대체로 세대 간 고용대체 관계가 도출되었던 것과 대비된다. 즉 세대 간 고용대체에 있어 2008년 이전 시기에는 2010년대 중반 이후 최근 시기와는 구조적으로 다른 양상이 존재했을 가능성이 일정 수준 있다고 볼 수 있다.

다만 이러한 구조적 변화가 실제 2008년을 전후하여 발생했다고 볼 근거가 있는지 명확히 하기 위해서는, 사업체패널조사 3~8차, 즉 2009~2019년 시기에 세대 간 고용대체 관계가 어떤 양상으로 나타나는지 분석하여 2005~2007년 시기 분석 결과와 비교할 필요가 있다.

이때 한 가지 주의할 점은 앞서 지적하였듯 사업체패널조사에서 중고령층과 청년층 연령대 기준이 2013년 이전 조사와 2015년 이후 조사에서 상이하다는 점이다. 즉 2013년 이전 조사에서는 중고령층을 50세 이상으로 간주하고 청년층을 30세 미만으로 간주하여 표본 사업체에 대한 설문 이 진행되었으나, 2015년 이후에는 중고령층 55세 이상, 청년층 35세 미만으로 그 기준이 변경된 점을 염두에 둘 필요가 있다.

〈표 3-8〉 중고령층 및 청년층 고용인원/비중 간 관계(2005~2007년)

변수	종속변수: log(청년층근로자수)		종속변수: 청년층근로자비중	
	모형 1: 고정효과 모형	모형 2: 확률효과 모형	모형 3: 고정효과 모형	모형 4: 확률효과 모형
log(중고령층근로자수)	0.0644* (0.0389)	-0.2229*** (0.0218)		
중고령층근로자비중			0.1119*** (0.0384)	-0.2376*** (0.0244)
log(전체근로자수)	0.8536*** (0.0955)	1.1666*** (0.0252)	0.0018 (0.0133)	0.0034 (0.0030)
사업체업력	-0.0889*** (0.0139)	-0.0009 (0.0011)	-0.0178*** (0.0026)	-0.0009*** (0.0002)
여성근로자비중	0.4610 (0.4287)	0.2746** (0.1197)	0.0988 (0.0850)	0.1247*** (0.0244)
산업중분류더미 통제 여부	○	○	○	○
연도더미 통제 여부	○	○	○	○
소재지더미 통제 여부	○	○	○	○
상수	0.3487 (0.7116)	생략	0.6180*** (0.0977)	0.1808*** (0.0475)
관측 수	3,173	3,173	3,640	3,640
R ²	0.1628	0.7390	0.0156	0.2698
Prob>χ ²	-	-	-	-

주: 괄호 안 숫자는 클러스터 강건 표준오차(cluster-robust standard error)를 나타냄. *, **, ***는 각각 유의수준 10%, 5%, 1%에서 통계적으로 유의함을 나타냄.

자료: 한국노동연구원, 사업체패널조사 1~2차년도 자료.

〈표 3-9〉는 이러한 2015년 조사 이후 연령대 구분 기준 변경에도 불구하고 각 조사 차수의 연령대 구분 기준을 그대로 적용하여 중고령층과 청년층의 고용인원 및 비중 간 관계를 2009~2019년 시기에 대해 분석한 결과를 제시한다. 이때 〈표 3-8〉에 제시된 2005~2007년 시기 분석에서와는 달리 〈표 3-2〉~〈표 3-7〉에서 수행된 분석에서처럼 한 기 전 중

고령층 고용인원 및 비중과의 관계를 분석하는 것이 가능해지나, 2005~2007년 표본 분석과의 직접적인 비교를 위해 <표 3-8>에서와 동일한 모형을 분석한 결과만을 제시한다.

<표 3-9>에 제시된 분석 결과는, 실제 2008년 이전 대비 그 이후에 세대 간 고용대체 양상에 구조적인 변화가 나타났을 가능성을 강하게 시사

<표 3-9> 중고령층 및 청년층 고용인원/비중 간 관계(2009~2019년)

변수	종속변수: log(청년층근로자수)		종속변수: 청년층근로자비중	
	모형 1: 고정효과 모형	모형 2: 확률효과 모형	모형 3: 고정효과 모형	모형 4: 확률효과 모형
log(중고령층근로자수)	-0.0693*** (0.0180)	-0.1997*** (0.0129)		
중고령층근로자비중			-0.0690*** (0.0141)	-0.2131*** (0.0104)
log(전체근로자수)	1.0554*** (0.0392)	1.1676*** (0.0152)	0.0197*** (0.0063)	0.0098*** (0.0021)
사업체업력	-0.0057 (0.0136)	-0.0008 (0.0008)	-0.0063 (0.0054)	-0.0008*** (0.0001)
여성근로자비중	-0.1276 (0.1693)	-0.1325* (0.0730)	-0.0103 (0.0310)	0.0011 (0.0137)
산업중분류더미 통제 여부	○	○	○	○
연도더미 통제 여부	○	○	○	○
소재지더미 통제 여부	○	○	○	○
상수	-2.3287*** (0.5908)	-2.5068*** (0.2821)	0.3370* (0.1989)	0.2189*** (0.0423)
관측 수	12,241	12,241	14,376	14,376
R ²	0.3351	0.7083	0.0039	0.2530
Prob>χ ²	-	-	-	-

주: 괄호 안 숫자는 클러스터 강건 표준오차(cluster-robust standard error)를 나타냄. *, **, ***는 각각 유의수준 10%, 5%, 1%에서 통계적으로 유의함을 나타냄.

자료: 한국노동연구원, 사업체패널조사 3~8차년도 자료.

한다. 앞서 <표 3-8>에 그 결과가 제시된 모든 분석 모형 그대로 2009년 이후 시기에 대해 분석해보면, 고용인원 혹은 비중 간 관계를 보든, 고정효과 혹은 확률효과 모형을 추정하든 상관없이 세대 간 고용대체 관계가 통계적으로 강하게 유의한 것으로 나타나고 있다. 이는 앞서 <표 3-8>에서 2007년 이전 시기에 대해 분석했을 때 분석 모형에 따라 서로 그 결과가 극명하게 엇갈렸던 것과 명확히 대비된다.

3. 세대 간 고용대체 관계 : 성별 분석 결과

가. 55세 이상 및 35세 미만 남성 간 관계(2015~2019년)

위에서 사업체패널조사 6~8차 자료를 활용하여 2015년부터 2019년까지 55세 이상 중고령층과 35세 미만 청년층 간 고용인원 간 관계를 분석한 바 있다. 이제 성별로 나누어 분석할 때 앞서 살펴본 결과와 달라지는 부분이 있는지 보기로 한다.

<표 3-10>은 사업체패널조사 6~8차 자료를 통해 55세 이상과 35세 미만 연령대 남성 고용인원 간의 관계를 분석한 결과를 제시한다. 그 결과 앞서 <표 3-2>에서 모든 성별에 대해 같은 연령대 고용인원 간 관계를 분석한 결과와 질적으로 매우 유사한 결과가 도출되었다. 즉 모형 2에서 핵심 설명변수 추정계수의 부호가 부(-)이긴 하나 통계적으로 유의하지 않고 나머지 세 모형에서는 통계적으로 유의한 부(-)의 부호를 갖는 것은 앞서 <표 3-2>에서 도출된 것과 같은 결과이다. 즉 분석 대상을 남성만 국한하더라도, 2010년대 중반 이후 중고령층과 청년층 간 고용대체 관계가 존재할 가능성이 대체로 높게 나타난다고 할 수 있다.

다음으로 사업체패널조사 6~8차 자료를 사용하여 남성 근로자 중 55세 이상과 35세 미만 연령대 고용비중 간의 관계를 분석한 결과는 <표 3-11>에 제시되어 있다. 그에 따르면 앞서 고용인원 간 관계를 보았을 때와 마찬가지로, 앞서 성별 구분 없이 분석한 <표 3-3>의 결과와 질적으로 매우 유사한 결과가 도출된 것을 볼 수 있다. 즉 남성 근로자로 대상을 국한하여 분석할 때에도 중고령층과 청년층 고용비중 간에는 부(-)

〈표 3-10〉 55세 이상 및 35세 미만 연령대 남성 고용인원 간 관계(2015~2019년)
 종속변수 : log(35세미만남성근로자수)

변수	고정효과 모형		확률효과 모형	
	모형 1	모형 2	모형 3	모형 4
log(55세이상남성근로자수)	-0.0542** (0.0252)		-0.1840*** (0.0169)	
log(55세이상남성근로자수) _전기		-0.0093 (0.0195)		-0.1091*** (0.0154)
log(전체남성근로자수)	1.0784*** (0.0535)	1.0370*** (0.0835)	1.1239*** (0.0187)	1.0355*** (0.0207)
사업체업력	0.0118 (0.0094)	-0.0168** (0.0082)	-0.0024*** (0.0009)	-0.0024* (0.0013)
여성근로자비중	0.2270 (0.2782)	-0.6027 (0.4541)	0.2812*** (0.0883)	0.1736 (0.1214)
산업중분류더미 통제 여부	○	○	○	○
연도더미 통제 여부	○	○	○	○
소재지더미 통제 여부	○	○	○	○
상수	-2.2264*** (0.4208)	-0.6756 (0.4847)	-2.2750*** (0.3601)	-2.0852*** (0.4052)
관측 수	7,031	3,959	7,031	3,959
R ²	0.2535	0.3679	0.6832	0.6724
Prob>χ ²	-	-	0.0000	0.0000

주: 괄호 안 숫자는 클러스터 강건 표준오차(cluster-robust standard error)를 나타냄. *, **, ***는 각각 유의수준 10%, 5%, 1%에서 통계적으로 유의함을 나타냄.

자료: 한국노동연구원, 사업체패널조사 6~8차년도 자료.

〈표 3-11〉 55세 이상 및 35세 미만 연령대 남성 고용비중 간 관계(2015~2019년)
 종속변수 : 35세미만남성근로자비중

변수	고정효과 모형		확률효과 모형	
	모형 1	모형 2	모형 3	모형 4
55세이상남성근로자비중	-0.1036*** (0.0193)		-0.2315*** (0.0123)	
55세이상남성근로자비중 _전기		-0.0055 (0.0218)		-0.1535*** (0.0169)
log(전체남성근로자수)	0.0231*** (0.0088)	0.0315* (0.0182)	0.0110*** (0.0027)	0.0105*** (0.0035)

〈표 3-11〉의 계속

변수	고정효과 모형		확률효과 모형	
	모형 1	모형 2	모형 3	모형 4
사업체업력	0.0044 (0.0048)	-0.0067*** (0.0019)	-0.0012*** (0.0002)	-0.0009*** (0.0003)
여성근로자비중	-0.0248 (0.0521)	-0.1128 (0.0787)	0.0418** (0.0189)	0.0381 (0.0246)
산업중분류더미 통제 여부	○	○	○	○
연도더미 통제 여부	○	○	○	○
소재지더미 통제 여부	○	○	○	○
상수	0.4444*** (0.1693)	0.5663*** (0.0988)	0.2051*** (0.0542)	0.1458** (0.0699)
관측 수	9,073	5,195	9,073	5,195
R ²	0.0125	0.0088	0.2100	0.1750
Prob>χ ²	-	-	0.0000	0.0000

주: 괄호 안 숫자는 클러스터 강건 표준오차(cluster-robust standard error)를 나타냄. *, **, ***는 각각 유의수준 10%, 5%, 1%에서 통계적으로 유의함을 나타냄.

자료: 한국노동연구원, 사업체패널조사 6~8차년도 자료.

의 관계가 나타나고, 모형 2를 제외하면 모든 모형에서 그 관계가 통계적으로 강하게 유의하다.

나. 55세 이상 및 35세 미만 여성 간 관계(2015~2019년)

〈표 3-10〉과 〈표 3-11〉에서 보듯 남성만을 대상으로 분석할 때 그 질적인 결과가 성별 구분 없이 분석했을 때와 유사하게 나타나는 것은, 〈표 3-1〉에 제시된 기초통계에서 보듯 사업체패널조사 자료에 포함된 사업체의 평균 여성근로자 비중이 30% 정도에 불과하기 때문에 어찌 보면 당연한 결과라 할 수 있다. 다음 〈표 3-12〉와 〈표 3-13〉은 여성 근로자로 대상을 국한하여 세대 간 고용대체 관계 유무를 분석하는 경우 어떤 결과가 나타나는지 보여준다.

〈표 3-12〉 55세 이상 및 35세 미만 연령대 여성 고용인원 간 관계(2015~2019년)
 종속변수 : log(35세미만여성근로자수)

변수	고정효과 모형		확률효과 모형	
	모형 1	모형 2	모형 3	모형 4
log(55세이상여성근로자수)	-0.1129*** (0.0301)		-0.2823*** (0.0196)	
log(55세이상여성근로자수) _전기		-0.0126 (0.0330)		-0.1591*** (0.0246)
log(전체여성근로자수)	0.9657*** (0.0697)	0.9296*** (0.1331)	1.1133*** (0.0203)	0.9924*** (0.0262)
사업체업력	-0.0242** (0.0101)	-0.0243** (0.0119)	-0.0004 (0.0012)	-0.0005 (0.0016)
여성근로자비중	-1.5702*** (0.4152)	-2.3124*** (0.8560)	-1.2137*** (0.1201)	-1.4091*** (0.1695)
산업중분류더미 통제 여부	○	○	○	○
연도더미 통제 여부	○	○	○	○
소재지더미 통제 여부	○	○	○	○
상수	-0.0469 (0.3644)	0.4470 (0.4570)	-1.1725*** (0.2534)	-1.0779*** (0.3547)
관측 수	3,986	2,186	3,986	2,186
R ²	0.4583	0.4297	0.7507	0.7307
Prob>χ ²	-	-	-	-

주: 괄호 안 숫자는 클러스터 강건 표준오차(cluster-robust standard error)를 나타냄. *, **, ***는 각각 유의수준 10%, 5%, 1%에서 통계적으로 유의함을 나타냄.

자료: 한국노동연구원, 사업체패널조사 6~8차년도 자료.

〈표 3-12〉에 제시된 분석 결과는, 분석 대상을 여성으로 국한하더라도 연령대별 고용인원 간 관계에 있어 전체 성별 및 남성만을 대상으로 도출된 질적 결과가 유사하게 나타남을 보여준다. 다만 〈표 3-13〉에 제시된 연령대별 고용비중 간 관계를 분석한 결과의 경우 일부 다른 양상을 보이고 있다. 즉 모형 2에서 핵심 설명변수의 추정계수가 정(+)의 부

호를 가지면서 통계적으로 유의하게 나타나고 있다.

다만 이처럼 <표 3-13>에 나타난 일부 전체 성별 및 남성 대상 분석 결과와의 차이에도 불구하고, 전반적으로 고려할 때 여성에 대한 분석 결과가 대체로 전체 및 남성 대상 분석 결과와 질적으로 상당히 유사하다고 볼 수 있을 것이다.

<표 3-13> 55세 이상 및 35세 미만 연령대 여성 고용비중 간 관계(2015~2019년)
종속변수: 35세미만여성근로자비중

변수	고정효과 모형		확률효과 모형	
	모형 1	모형 2	모형 3	모형 4
55세이상여성근로자비중	-0.1642*** (0.0233)		-0.3043*** (0.0149)	
55세이상여성근로자비중 _전기		0.0694** (0.0297)		-0.1460*** (0.0216)
log(전체여성근로자수)	-0.0319** (0.0132)	-0.0267 (0.0238)	-0.0037 (0.0040)	-0.0019 (0.0049)
사업체업력	0.0010 (0.0049)	-0.0110*** (0.0027)	0.0000 (0.0003)	-0.0000 (0.0004)
여성근로자비중	-0.2494*** (0.0766)	-0.3035** (0.1375)	-0.2538*** (0.0250)	-0.3020*** (0.0318)
산업중분류더미 통제 여부	○	○	○	○
연도더미 통제 여부	○	○	○	○
소재지더미 통제 여부	○	○	○	○
상수	0.9418*** (0.2430)	0.8734*** (0.1070)	0.3804*** (0.0528)	0.3022*** (0.0646)
관측 수	8,971	5,118	8,971	5,118
R ²	0.0033	0.0002	0.2118	0.1762
Prob>χ ²	-	-	-	0.0000

주: 괄호 안 숫자는 클러스터 강건 표준오차(cluster-robust standard error)를 나타냄. *, **, ***는 각각 유의수준 10%, 5%, 1%에서 통계적으로 유의함을 나타냄.

자료: 한국노동연구원, 사업체패널조사 6~8차년도 자료.

다. 55세 이상 남성 및 35세 미만 여성 간 관계(2015~2019년)

<표 3-14>와 <표 3-15>는 같은 성별 내에서가 아닌, 남성 중고령층과 여성 청년층 고용인원 및 고용비중 간 관계가 어떠한지 분석한 결과를 보여준다.

<표 3-14>와 <표 3-15>에 제시된 분석 결과는 서로 다른 성별 및 연령대 고용인원 및 비중 간 관계가 전체 및 특정 성별에 대한 분석에서와

<표 3-14> 55세 이상 남성 및 35세 미만 여성 고용인원 간 관계(2015~2019년)
종속변수: $\log(35\text{세미만여성근로자수})$

변수	고정효과 모형		확률효과 모형	
	모형 1	모형 2	모형 3	모형 4
$\log(55\text{세이상남성근로자수})$	-0.0360 (0.0249)		-0.1300*** (0.0163)	
$\log(55\text{세이상남성근로자수})$ _전기		0.0154 (0.0273)		-0.0657*** (0.0191)
$\log(\text{전체근로자수})$	0.8034*** (0.0539)	0.7980*** (0.0880)	0.9155*** (0.0201)	0.8543*** (0.0245)
사업체업력	0.0067*** (0.0008)	-0.0172** (0.0084)	0.0029*** (0.0011)	0.0024* (0.0013)
여성근로자비중	1.7603*** (0.2774)	1.5144*** (0.5161)	1.7251*** (0.1084)	1.8456*** (0.1348)
산업중분류더미 통제 여부	○	○	○	○
연도더미 통제 여부	○	○	○	○
소재지더미 통제 여부	○	○	○	○
상수	-2.4293*** (0.3227)	-1.6486*** (0.4643)	-3.4588*** (0.3702)	-3.0486*** (0.4576)
관측 수	6,373	3,539	6,373	3,539
R ²	0.4512	0.3961	0.7001	0.6952
Prob>χ ²	-	-	-	0.0000

주: 괄호 안 숫자는 클러스터 강건 표준오차(cluster-robust standard error)를 나타냄. *, **, ***는 각각 유의수준 10%, 5%, 1%에서 통계적으로 유의함을 나타냄.

자료: 한국노동연구원, 사업체패널조사 6~8차년도 자료.

는 다소 다른 양상을 보임을 나타낸다. 즉 고용인원 간 관계를 본 <표 3-14>와 고용비중 간 관계를 분석한 <표 3-15>에서 모두 고정효과 모형 분석(모형 1과 2)에서 서로 다른 성별 및 연령대 간 유의미한 고용대체 혹은 보완 관계가 드러나지 않고 있다.

지금까지의 분석 결과를 종합하면, 전체에 대한 분석에서 중고령층과 청년층 간 고용대체 관계와 부합하는 결과가 도출되는 데 있어 남성 내 고용대체 관계가 강하게 나타나는 것이 상대적으로 큰 기여를 한 것으로

<표 3-15> 55세 이상 남성 및 35세 미만 여성 고용비중 간 관계(2015~2019년)
 종속변수: 35세미만여성근로자비중

변수	고정효과 모형		확률효과 모형	
	모형 1	모형 2	모형 3	모형 4
55세이상남성근로자비중	-0.0001 (0.0076)		-0.0370*** (0.0063)	
55세이상남성근로자비중 _전기		-0.0113 (0.0090)		-0.0480*** (0.0074)
log(전체근로자수)	-0.0070* (0.0041)	-0.0056 (0.0074)	0.0010 (0.0015)	0.0017 (0.0017)
사업체업력	-0.0008 (0.0017)	-0.0025*** (0.0008)	0.0001 (0.0001)	0.0001 (0.0001)
여성근로자비중	0.1631*** (0.0245)	0.1307*** (0.0389)	0.1931*** (0.0123)	0.1838*** (0.0142)
산업중분류더미 통제 여부	○	○	○	○
연도더미 통제 여부	○	○	○	○
소재지더미 통제 여부	○	○	○	○
상수	0.2183*** (0.0660)	0.2255*** (0.0415)	-0.0702** (0.0294)	-0.0858*** (0.0328)
관측 수	9,094	5,212	9,094	5,212
R ²	0.0658	0.0728	0.3947	0.4034
Prob>χ ²	-	-	0.0000	0.0000

주: 괄호 안 숫자는 클러스터 강건 표준오차(cluster-robust standard error)를 나타냄. *, **, ***는 각각 유의수준 10%, 5%, 1%에서 통계적으로 유의함을 나타냄.

자료: 한국노동연구원, 사업체패널조사 6~8차년도 자료.

파악된다. 그다음으로 여성 내 고용대체 관계 역시 어느 정도 드러나는 것으로 보이고, 서로 다른 성별 및 연령대 간 고용대체 관계의 기여도는 상대적으로 크지 않은 것으로 볼 수 있다.

4. 세대 간 고용대체 관계 : 사업체 규모별 분석 결과

지금까지의 분석은 모두 사업체 규모를 전체 근로자 수에 로그를 취한 값으로써 통제하여 왔다. 이제 사업체 규모별로 나누어, 대규모 사업체와 중소 규모 사업체 사이에 세대 간 고용대체 양상에 차이가 드러나는지 분석해보기로 한다.

가. 300인 이상 사업체(2015~2019년)

사업체 규모별 세대 간 고용대체 양상을 분석함에 있어, 먼저 <표 3-16>과 <표 3-17>은 300인 이상 대규모 사업체의 세대 간 고용인원 및 비중 간에 나타나는 관계를 추정한 결과를 제시한다.

<표 3-16>과 <표 3-17>에 제시된 분석 결과는 앞서 전체 표본에서 드러난 세대 간 고용대체 양상에 비해 300인 이상 대규모 사업체 표본을 분석한 결과 나타난 세대 간 고용대체 정도가 상대적으로 약함을 보여준다. 특히 <표 3-16>에서 연령대별 고용인원 간 관계를 분석할 때 고용대체 정도가 대규모 사업체에서 특히 약한 것으로 나타나고 있다.

<표 3-16> 55세 이상 및 35세 미만 고용인원 간 관계 : 300인 이상 사업체 (2015~2019년)

종속변수 : $\log(35\text{세미만근로자수})$

변수	고정효과 모형		확률효과 모형	
	모형 1	모형 2	모형 3	모형 4
$\log(55\text{세이상근로자수})$	-0.0611 (0.0732)		-0.2472*** (0.0374)	
$\log(55\text{세이상근로자수})$ _전기		0.0642 (0.0630)		-0.0885 (0.0548)

〈표 3-16〉의 계속

변수	고정효과 모형		확률효과 모형	
	모형 1	모형 2	모형 3	모형 4
log(전체근로자수)	1.1886*** (0.1670)	1.3202*** (0.2552)	1.2851*** (0.0557)	1.1216*** (0.0730)
사업체업력	-0.0139 (0.0154)	-0.0285 (0.0195)	-0.0003 (0.0015)	-0.0010 (0.0021)
여성근로자비중	-0.7800 (0.7449)	-2.8440* (1.5861)	0.0160 (0.2124)	-0.0863 (0.3427)
산업중분류더미 통제 여부	○	○	○	○
연도더미 통제 여부	○	○	○	○
소재지더미 통제 여부	○	○	○	○
상수	-1.7707* (0.9579)	-2.0100 (1.4592)	-2.8945*** (0.6268)	-2.4626*** (0.7846)
관측 수	1,765	986	1,765	986
R ²	0.1348	0.0233	0.5773	0.5026
Prob>χ ²	-	-	-	-

주: 괄호 안 숫자는 클러스터 강건 표준오차(cluster-robust standard error)를 나타냄. *, **, ***는 각각 유의수준 10%, 5%, 1%에서 통계적으로 유의함을 나타냄.

자료: 한국노동연구원, 사업체패널조사 6~8차년도 자료.

〈표 3-17〉 55세 이상 및 35세 미만 고용비중 간 관계: 300인 이상 사업체 (2015~2019년)

종속변수: 35세미만근로자비중

변수	고정효과 모형		확률효과 모형	
	모형 1	모형 2	모형 3	모형 4
55세이상근로자비중	-0.1115* (0.0662)		-0.3280*** (0.0349)	
55세이상근로자비중_전기		0.0608 (0.0492)		-0.2179*** (0.0470)
log(전체근로자수)	0.0234 (0.0236)	-0.0492 (0.0488)	0.0127 (0.0084)	0.0046 (0.0115)
사업체업력	-0.0033 (0.0036)	-0.0043 (0.0039)	-0.0005 (0.0003)	-0.0002 (0.0004)

〈표 3-17〉의 계속

변수	고정효과 모형		확률효과 모형	
	모형 1	모형 2	모형 3	모형 4
여성근로자비중	-0.0554 (0.1406)	-0.1179 (0.3158)	0.0746* (0.0385)	0.0753 (0.0574)
산업중분류더미 통제 여부	○	○	○	○
연도더미 통제 여부	○	○	○	○
소재지더미 통제 여부	○	○	○	○
상수	0.3374** (0.1661)	0.8080*** (0.2938)	0.1024 (0.1190)	0.1042 (0.1641)
관측 수	1,878	1,078	1,878	1,078
R ²	0.0037	0.0253	0.3413	0.2997
Prob>χ ²	-	-	-	-

주: 괄호 안 숫자는 클러스터 강건 표준오차(cluster-robust standard error)를 나타냄. *, **, ***는 각각 유의수준 10%, 5%, 1%에서 통계적으로 유의함을 나타냄.

자료: 한국노동연구원, 사업체패널조사 6~8차년도 자료.

나. 100~299인 사업체(2015~2019년)

다음으로 <표 3-18>과 <표 3-19>에서 100인 이상 300인 미만 규모 사업체의 세대 간 고용인원 및 비중 간에 나타나는 관계를 추정된 결과, 앞서 300인 이상 대규모 사업체에 비해서는 세대 간 고용대체 양상이 확률효과 모형(모형 3-4)을 중심으로 조금 더 뚜렷해지긴 하나 여전히 전체 표본에 대한 분석 대비 고용대체 양상이 약한 것으로 나타난다. 특히 고정효과 모형 추정 결과(모형 1-2)에서는 <표 3-18>에서 고용인원 간 관계를 보든 <표 3-19>에서 고용비중 간 관계를 보든 관계없이 통계적으로 유의한 결과가 도출되지 않고 있다.

〈표 3-18〉 55세 이상 및 35세 미만 고용인원 간 관계 : 100인 이상 300인 미만
 사업체(2015~2019년)

종속변수 : $\log(35\text{세미만근로자수})$

변수	고정효과 모형		확률효과 모형	
	모형 1	모형 2	모형 3	모형 4
$\log(55\text{세이상근로자수})$	-0.0272 (0.0401)		-0.1635*** (0.0268)	
$\log(55\text{세이상근로자수})$ _전기		0.0023 (0.0356)		-0.0886*** (0.0275)
$\log(\text{전체근로자수})$	1.0450*** (0.1488)	1.0119*** (0.1876)	1.0924*** (0.0727)	1.0947*** (0.0880)
사업체업력	0.0101*** (0.0025)	0.0258* (0.0135)	-0.0043*** (0.0016)	-0.0068*** (0.0024)
여성근로자비중	-1.3945*** (0.5295)	-0.5933 (0.8553)	-0.5373*** (0.1803)	-0.6866*** (0.2240)
산업중분류더미 통제 여부	○	○	○	○
연도더미 통제 여부	○	○	○	○
소재지더미 통제 여부	○	○	○	○
상수	-1.5162* (0.8421)	-2.5333*** (0.9258)	-2.4270*** (0.7846)	-3.3041*** (0.6523)
관측 수	2,144	1,206	2,144	1,206
R ²	0.0000	0.0010	0.5000	0.5354
Prob> χ^2	-	-	-	-

주: 괄호 안 숫자는 클러스터 강건 표준오차(cluster-robust standard error)를 나타냄. *, **, ***는 각각 유의수준 10%, 5%, 1%에서 통계적으로 유의함을 나타냄.

자료: 한국노동연구원, 사업체패널조사 6~8차년도 자료.

〈표 3-19〉 55세 이상 및 35세 미만 고용비중 간 관계 : 100인 이상 300인 미만
사업체(2015~2019년)

종속변수 : 35세미만근로자비중

변수	고정효과 모형		확률효과 모형	
	모형 1	모형 2	모형 3	모형 4
55세이상근로자비중	-0.0472 (0.0438)		-0.2071*** (0.0261)	
55세이상근로자비중 _전기		0.0088 (0.0482)		-0.1251*** (0.0361)
log(전체근로자수)	-0.0044 (0.0327)	0.0401 (0.0504)	-0.0040 (0.0136)	0.0118 (0.0181)
사업체업력	0.0014 (0.0014)	0.0022 (0.0033)	-0.0014*** (0.0003)	-0.0018*** (0.0005)
여성근로자비중	-0.3011*** (0.0972)	-0.0426 (0.1424)	-0.0710** (0.0318)	-0.0871** (0.0400)
산업중분류더미 통제 여부	○	○	○	○
연도더미 통제 여부	○	○	○	○
소재지더미 통제 여부	○	○	○	○
상수	0.5239*** (0.1885)	-0.0279 (0.2663)	0.3851*** (0.1054)	0.2319** (0.1153)
관측 수	2,481	1,436	2,481	1,436
R ²	0.0011	0.0029	0.3257	0.3379
Prob>χ ²	-	-	-	-

주: 괄호 안 숫자는 클러스터 강건 표준오차(cluster-robust standard error)를 나타냄. *, **, ***는 각각 유의수준 10%, 5%, 1%에서 통계적으로 유의함을 나타냄.

자료: 한국노동연구원, 사업체패널조사 6~8차년도 자료.

다. 30~99인 사업체(2015~2019년)

다음으로 <표 3-20>과 <표 3-21>은 분석 대상 사업체 규모를 조금 더 낮춰 30인 이상 100인 미만 규모 사업체의 세대 간 고용인원 및 비중 간 관계를 추정한 결과를 제시한다.

그 결과, 앞서 전체 표본에서 세대 간 고용대체 관계 존재를 시사하는 결과 도출에 있어 사업체 규모별로 볼 때 30인 이상 100인 미만 사업체

의 영향이 컸던 것을 짐작할 만한 결과가 도출되고 있다. 즉 <표 3-20>과 <표 3-21> 모두 모형 1, 모형 3 및 모형 4에서 통계적으로 강하게 유의한 부(-)의 부호를 갖는 계수가 핵심 설명변수에 대해 추정되고 있다.

<표 3-20> 55세 이상 및 35세 미만 고용인원 간 관계: 30인 이상 100인 미만 사업체(2015~2019년)

종속변수: log(35세미만근로자수)

변수	고정효과 모형		확률효과 모형	
	모형 1	모형 2	모형 3	모형 4
log(55세이상근로자수)	-0.0932*** (0.0304)		-0.2322*** (0.0190)	
log(55세이상근로자수) _전기		-0.0805*** (0.0290)		-0.1695*** (0.0214)
log(전체근로자수)	1.1756*** (0.1003)	1.2934*** (0.1671)	1.1685*** (0.0476)	1.0964*** (0.0661)
사업체업력	-0.0548*** (0.0117)	-0.0487*** (0.0125)	0.0013 (0.0014)	0.0019 (0.0019)
여성근로자비중	-0.6739** (0.2876)	-1.5566*** (0.5801)	-0.4797*** (0.1110)	-0.5808*** (0.1515)
산업중분류더미 통제 여부	○	○	○	○
연도더미 통제 여부	○	○	○	○
소재지더미 통제 여부	○	○	○	○
상수	-0.4973 (0.4611)	-0.8159 (0.6737)	-2.2732*** (0.4015)	-1.7103*** (0.5901)
관측 수	3,369	1,816	3,369	1,816
R ²	0.0335	0.0311	0.3744	0.3484
Prob>χ ²	-	-	-	-

주: 괄호 안 숫자는 클러스터 강건 표준오차(cluster-robust standard error)를 나타냄. *, **, ***는 각각 유의수준 10%, 5%, 1%에서 통계적으로 유의함을 나타냄.

자료: 한국노동연구원, 사업체패널조사 6~8차년도 자료.

〈표 3-21〉 55세 이상 및 35세 미만 고용비중 간 관계 : 30인 이상 100인 미만
사업체(2015~2019년)

종속변수 : 35세미만근로자비중

변수	고정효과 모형		확률효과 모형	
	모형 1	모형 2	모형 3	모형 4
55세이상근로자비중	-0.0619*** (0.0237)		-0.2314*** (0.0173)	
55세이상근로자비중 _전기		-0.0153 (0.0294)		-0.1666*** (0.0232)
log(전체근로자수)	0.0291 (0.0222)	0.0620 (0.0391)	0.0097 (0.0102)	0.0031 (0.0149)
사업체업력	-0.0134*** (0.0027)	-0.0139*** (0.0028)	-0.0004 (0.0003)	-0.0000 (0.0005)
여성근로자비중	-0.0967 (0.0692)	-0.3491** (0.1472)	-0.0823*** (0.0240)	-0.1125*** (0.0346)
산업중분류더미 통제 여부	○	○	○	○
연도더미 통제 여부	○	○	○	○
소재지더미 통제 여부	○	○	○	○
상수	0.3943*** (0.1086)	0.4981*** (0.1605)	0.2041*** (0.0754)	0.2146* (0.1102)
관측 수	4,154	2,249	4,154	2,249
R ²	0.0071	0.0014	0.2444	0.2161
Prob>χ ²	-	-	-	-

주: 괄호 안 숫자는 클러스터 강건 표준오차(cluster-robust standard error)를 나타냄. *, **, ***는 각각 유의수준 10%, 5%, 1%에서 통계적으로 유의함을 나타냄.

자료: 한국노동연구원, 사업체패널조사 6~8차년도 자료.

특히 고용인원 간 관계를 분석한 <표 3-20>에서는 앞서 전체 표본 대상 분석에서 통계적 유의성을 갖지 않았던 데 비해 통계적으로 강하게 유의한 추정계수가 나타나는 점은 주목할 만하다.

라. 30인 미만 사업체(2015~2019년)

사업체 규모별 분석의 마지막 단계로서 <표 3-22>와 <표 3-23>에서 30인 미만 소규모 사업체의 세대 간 고용인원 및 비중 간 관계를 추정한 결과, 상대적으로 관측 수가 적은 점을 감안하더라도 전체 표본을 분석했을 때와 비교하여 세대 간 고용대체 양상이 덜 뚜렷하게 나타나는 것으로 볼 수 있다.

<표 3-22> 55세 이상 및 35세 미만 고용인원 간 관계 : 30인 미만 사업체 (2015~2019년)

종속변수 : $\log(35\text{세미만근로자수})$

변수	고정효과 모형		확률효과 모형	
	모형 1	모형 2	모형 3	모형 4
$\log(55\text{세이상근로자수})$	0.1732 (0.1488)		-0.1765** (0.0693)	
$\log(55\text{세이상근로자수})$ _전기		-0.2125** (0.0892)		-0.1996*** (0.0518)
$\log(\text{전체근로자수})$	0.8282*** (0.3044)	0.5707* (0.3352)	0.9918*** (0.1131)	0.7782*** (0.0915)
사업체업력	-0.0416 (0.0377)	-0.0579 (0.0430)	-0.0067 (0.0048)	-0.0076 (0.0056)
여성근로자비중	1.2968 (0.9593)	0.8470 (1.2519)	0.0295 (0.2838)	-0.1794 (0.3157)
산업중분류더미 통제 여부	○	○	○	○
연도더미 통제 여부	○	○	○	○
소재지더미 통제 여부	○	○	○	○
상수	-0.7458 (1.2563)	0.9474 (1.2716)	-2.0360*** (0.4714)	-0.9392** (0.4521)
관측 수	397	305	397	305
R^2	0.0528	0.0643	0.3983	0.4893
$\text{Prob}>\chi^2$	-	-	-	-

주: 괄호 안 숫자는 클러스터 강건 표준오차(cluster-robust standard error)를 나타냄. *, **, ***는 각각 유의수준 10%, 5%, 1%에서 통계적으로 유의함을 나타냄.

자료: 한국노동연구원, 사업체패널조사 6~8차년도 자료.

즉, <표 3-23>에서 고용비중 간 관계를 분석할 때 확률효과 모형(모형 3-4)에서만 핵심 설명변수 추정계수가 통계적으로 강하게 유의한 부(-)의 부호를 나타낸다. 한편 <표 3-22>에서 고용인원 간 관계를 분석한 결과를 보면 전체 표본 대상 분석에서 통계적으로 유의하지 않던 모형 2에서 핵심 설명변수의 추정계수가 통계적으로 유의한 부(-)의 부호를 갖는 점이 눈에 띄나, 모형 1의 통계적 유의성이 사라지고 추정계수 부호가 정

<표 3-23> 55세 이상 및 35세 미만 고용비중 간 관계: 30인 미만 사업체
(2015~2019년)

종속변수: 35세미만근로자비중

변수	고정효과 모형		확률효과 모형	
	모형 1	모형 2	모형 3	모형 4
55세이상근로자비중	-0.1361 (0.1499)		-0.2412*** (0.0554)	
55세이상근로자비중_전기		-0.0165 (0.1010)		-0.1608*** (0.0546)
log(전체근로자수)	-0.0326 (0.0740)	-0.0665 (0.0692)	0.0297 (0.0205)	0.0224 (0.0248)
사업체업력	-0.0166** (0.0085)	-0.0141 (0.0095)	-0.0007 (0.0010)	-0.0008 (0.0012)
여성근로자비중	0.4484* (0.2310)	0.4416* (0.2668)	0.0416 (0.0598)	-0.0345 (0.0723)
산업중분류더미 통제 여부	○	○	○	○
연도더미 통제 여부	○	○	○	○
소재지더미 통제 여부	○	○	○	○
상수	0.5950** (0.2940)	0.5940** (0.2883)	0.0628 (0.0948)	0.1216 (0.1067)
관측 수	581	449	581	449
R ²	0.0235	0.0037	0.2522	0.2871
Prob>χ ²	-	-	-	-

주: 괄호 안 숫자는 클러스터 강건 표준오차(cluster-robust standard error)를 나타냄. *, **, ***는 각각 유의수준 10%, 5%, 1%에서 통계적으로 유의함을 나타냄.

자료: 한국노동연구원, 사업체패널조사 6~8차년도 자료.

(+)으로 바뀌는 점을 감안하면 전체 표본 대비 소규모 사업체에서 세대 간 고용대체 양상이 더 뚜렷하다고 볼 근거는 나타나지 않는다.

지금까지 <표 3-16>~<표 3-23>에 제시된 분석 결과를 종합하면, 사업체 규모별로 볼 때 전체 표본 대상 분석 결과의 양상을 초래한 것은 30인 이상 100인 미만 사업체 표본인 것으로 볼 수 있다. 즉 해당 규모 사업체의 관측 수가 타 규모 대비 상대적으로 크면서 세대 간 고용대체 관계가 상당히 강하게 나타나고 있는 점이, 위 <표 3-2>와 <표 3-3>에 제시된 전체 표본 대상 분석 결과를 초래하는 데 중요한 역할을 한 것으로 나타나고 있다.

다만 기타 규모 사업체에서도 세대 간 고용대체 관계가 상대적으로 낮은 수준이긴 하나 분명히 어느 정도 관측이 되고 있음을 주목할 필요가 있다. 즉 세대 간 고용대체 관계는 기본적으로 사업체 규모에 크게 구애 받지 않고 2010년대 중반 이후 한국의 사업체에서 일정 수준 이상 나타나고 있다고 보아도 무방할 것이다.

5. 세대 간 고용대체 관계 : 공공 및 민간부문별 분석 결과

세대 간 고용대체 관계는 분석 대상 사업체가 공공부문에 속하는지 아니면 민간 사업체인지 여부에 따라 상당히 다른 양상을 띠 수 있다. 이를 감안하여 분석 대상 사업체를 공공 및 민간부문별로 나누어 이들 사이에 세대 간 고용대체 양상에 있어 주목할 만한 차이가 나타나는지 분석해보기로 한다.

가. 공공부문(2015~2019년)

사업체패널조사 자료의 경우 공공부문에 속한 사업체를 식별할 수 있는 문항을 포함하고 있다. 이를 활용하여 공공부문 사업체를 선별하여 중고령층과 청년층 연령대 간 고용인원 및 비중의 관계를 분석한 결과는 <표 3-24>와 <표 3-25>에 제시되어 있다. 다만 분석에 활용된 표본의 관측 수가 상당히 적기 때문에, 그 결과를 해석하는 데 있어 각별한 주의

가 요구된다.

이러한 한계를 인식하면서 공공부문 사업체만 별도로 분석한 결과, 연령대 간 고용대체 관계가 상당히 약하게 추정되는 것으로 나타난다. <표 3-24>에서 고용인원 간 관계를 추정하면 대체로 모든 모형에서 핵심 설명변수 추정계수의 통계적 유의성이 없거나 약하게만 존재하는 것으로

<표 3-24> 55세 이상 및 35세 미만 고용인원 간 관계: 공공부문 사업체
(2015~2019년)

종속변수: $\log(35\text{세미만근로자수})$

변수	고정효과 모형		확률효과 모형	
	모형 1	모형 2	모형 3	모형 4
$\log(55\text{세이상근로자수})$	-0.0855 (0.1006)		-0.1201 (0.0784)	
$\log(55\text{세이상근로자수})$ _전기		-0.1211 (0.0803)		-0.1002* (0.0607)
$\log(\text{전체근로자수})$	0.9885*** (0.2586)	1.1941*** (0.2523)	1.0828*** (0.0953)	1.0256*** (0.0741)
사업체업력	0.0007 (0.0260)	-0.0017 (0.0306)	0.0063* (0.0038)	0.0017 (0.0048)
여성근로자비중	3.1027*** (1.1850)	1.8021 (1.6156)	2.2003*** (0.4239)	1.7665*** (0.3944)
산업중분류더미 통제 여부	○	○	○	○
연도더미 통제 여부	○	○	○	○
소재지더미 통제 여부	○	○	○	○
상수	-2.0077 (1.4342)	-2.5043* (1.4927)	-3.3294*** (0.6746)	-2.8535*** (0.5329)
관측 수	275	156	275	156
R ²	0.7665	0.8558	0.8885	0.9354
Prob>χ ²	-	-	-	-

주: 괄호 안 숫자는 클러스터 강건 표준오차(cluster-robust standard error)를 나타냄. *, **, ***는 각각 유의수준 10%, 5%, 1%에서 통계적으로 유의함을 나타냄.

자료: 한국노동연구원, 사업체패널조사 6~8차년도 자료.

분석된다. 한편 <표 3-25>에서 고용비중 간 관계를 추정할 때는 통계적으로 유의미한 고용대체 관계가 일부 드러나나, 여전히 전체 표본 대상 분석 결과와 비교하면 상당히 약한 관계만 나타나는 것으로 볼 수 있다.⁴⁾

<표 3-25> 55세 이상 및 35세 미만 고용비중 간 관계: 공공부문 사업체 (2015~2019년)

종속변수: 35세미만근로자비중

변수	고정효과 모형		확률효과 모형	
	모형 1	모형 2	모형 3	모형 4
55세이상근로자비중	-0.0253 (0.0997)		-0.1580* (0.0939)	
55세이상근로자비중_전기		-0.1227 (0.1030)		-0.1605** (0.0711)
log(전체근로자수)	0.0808*** (0.0241)	-0.0063 (0.0490)	0.0069 (0.0133)	-0.0239** (0.0101)
사업체업력	-0.0111 (0.0087)	-0.0061 (0.0105)	-0.0007 (0.0009)	-0.0011 (0.0010)
여성근로자비중	0.4248 (0.3166)	0.4491 (0.3824)	0.4581*** (0.1070)	0.5011*** (0.0956)
산업중분류더미 통제 여부	○	○	○	○
연도더미 통제 여부	○	○	○	○
소재지더미 통제 여부	○	○	○	○
상수	0.0183 (0.3177)	0.4152 (0.3596)	0.2029*** (0.0750)	생략
관측 수	284	162	284	162
R ²	0.0100	0.0933	0.3841	0.5850
Prob>χ ²	-	-	-	-

주: 괄호 안 숫자는 클러스터 강건 표준오차(cluster-robust standard error)를 나타냄. *, **, ***는 각각 유의수준 10%, 5%, 1%에서 통계적으로 유의함을 나타냄.

자료: 한국노동연구원, 사업체패널조사 6~8차년도 자료.

4) 다만 이러한 공공부문 사업체에 대한 분석 결과는 앞서 지적하였듯 표본 크기가 상당히 작다는 점을 유념하여 해석하여야 한다. 실제로 아래 제시될 민간부문 사업체 분석 결과와 비교하면, <표 3-24>에서 고용인원 간 관계를 고정효과 모형으로 분석할 때(모형 1-2) 핵심 설명변수의 추정계수의 절댓값이 <표 3-26>의 고정효과 모형 분석 결과보다 더 큰 것으로 나타난다. 다만 공공부문 사업체 표본 크기가 작아 표준오차가 큰 관계로 특히 모형 1의 통계적 유의성이 드러나지 않는 것으로 볼 수 있어, 이 부분에 대한 조심스러운 해석이 필요하다.

나. 민간부문(2015~2019년)

앞서 살펴본 공공부문 사업체 별도 표본에 대한 분석 결과를 감안하면, 민간부문만 별도로 분석할 때 전체 표본 분석 결과와 흡사한 결과가 도출될 것임은 어렵지 않게 짐작 가능하다.

이러한 예상과 부합하는 결과를 <표 3-26>과 <표 3-27>은 보여주고 있다. 즉 중고령층과 청년층의 고용인원 간 및 고용비중 간 관계를 추정

<표 3-26> 55세 이상 및 35세 미만 고용인원 간 관계: 민간부문 사업체
(2015~2019년)

종속변수: $\log(35\text{세미만근로자수})$

변수	고정효과 모형		확률효과 모형	
	모형 1	모형 2	모형 3	모형 4
$\log(55\text{세이상근로자수})$	-0.0721*** (0.0247)		-0.2184*** (0.0156)	
$\log(55\text{세이상근로자수})$ _전기		-0.0035 (0.0256)		-0.1184*** (0.0187)
$\log(\text{전체근로자수})$	0.9713*** (0.0544)	0.9763*** (0.0818)	1.1456*** (0.0184)	1.0330*** (0.0223)
사업체업력	0.0100*** (0.0025)	-0.0242*** (0.0079)	-0.0005 (0.0009)	-0.0006 (0.0012)
여성근로자비중	-0.7364*** (0.2377)	-1.5329*** (0.4383)	-0.3835*** (0.0871)	-0.5035*** (0.1207)
산업중분류더미 통제 여부	○	○	○	○
연도더미 통제 여부	○	○	○	○
소재지더미 통제 여부	○	○	○	○
상수	-1.6742*** (0.2766)	-0.0389 (0.4462)	-2.4067*** (0.3348)	-2.1932*** (0.4196)
관측 수	7,400	4,157	7,400	4,157
R ²	0.2590	0.2912	0.6922	0.6760
Prob>χ ²	-	-	-	-

주: 괄호 안 숫자는 클러스터 강건 표준오차(cluster-robust standard error)를 나타냄. *, **, ***는 각각 유의수준 10%, 5%, 1%에서 통계적으로 유의함을 나타냄.

자료: 한국노동연구원, 사업체패널조사 6~8차년도 자료.

〈표 3-27〉 55세 이상 및 35세 미만 고용비중 간 관계 : 민간부문 사업체
(2015~2019년)

종속변수: 35세미만근로자비중

변수	고정효과 모형		확률효과 모형	
	모형 1	모형 2	모형 3	모형 4
55세이상근로자비중	-0.0853*** (0.0199)		-0.2433*** (0.0133)	
55세이상근로자비중 _전기		-0.0042 (0.0235)		-0.1706*** (0.0179)
log(전체근로자수)	0.0002 (0.0090)	0.0021 (0.0170)	0.0051* (0.0029)	0.0053 (0.0036)
사업체업력	0.0018 (0.0014)	-0.0075*** (0.0018)	-0.0007*** (0.0002)	-0.0005* (0.0003)
여성근로자비중	-0.1151** (0.0462)	-0.2146*** (0.0832)	-0.0374** (0.0174)	-0.0607*** (0.0229)
산업중분류더미 통제 여부	○	○	○	○
연도더미 통제 여부	○	○	○	○
소재지더미 통제 여부	○	○	○	○
상수	0.4845*** (0.0679)	0.7468*** (0.0908)	0.2300*** (0.0509)	0.1860*** (0.0641)
관측 수	8,810	5,050	8,810	5,050
R ²	0.0017	0.0022	0.2458	0.2146
Prob>χ ²	-	-	-	-

주: 괄호 안 숫자는 클러스터 강건 표준오차(cluster-robust standard error)를 나타냄. *, **, ***는 각각 유의수준 10%, 5%, 1%에서 통계적으로 유의함을 나타냄.

자료: 한국노동연구원, 사업체패널조사 6~8차년도 자료.

해보면, 앞서 전체 표본에 대해 분석한 결과와 사실상 질적으로 동일한 결과가 도출되고 있다.

6. 세대 간 고용대체 관계 : 제조업 및 비제조업별 분석 결과

세대 간 고용대체 관계는 분석 대상 사업체의 업종에 따라 다른 양상을 띠 수 있다. 지금까지 수행한 분석에서 분석 대상 사업체의 산업중분류 더미변수를 생성하여 통제해왔는데, 이제 산업부문을 크게 제조업과

비제조업으로 나누어 이들 사이 세대 간 고용대체 양상에 차이가 나타나는지 살펴보기로 한다.

가. 제조업(2015-2019년)

사업체의 산업부문이 제조업인 경우 연령대별 고용인원 및 비중 간 관계를 분석한 결과는 <표 3-28>과 <표 3-29>에 요약되어 있다. 전반적

<표 3-28> 55세 이상 및 35세 미만 고용인원 간 관계 : 제조업부문 사업체
(2015~2019년)

종속변수 : $\log(35\text{세미만근로자수})$

변수	고정효과 모형		확률효과 모형	
	모형 1	모형 2	모형 3	모형 4
$\log(55\text{세이상근로자수})$	-0.0442 (0.0281)		-0.1286*** (0.0188)	
$\log(55\text{세이상근로자수})$ _전기		-0.0195 (0.0243)		-0.0837*** (0.0182)
$\log(\text{전체근로자수})$	1.0710*** (0.0641)	1.0780*** (0.1252)	1.1302*** (0.0212)	1.0762*** (0.0258)
사업체업력	-0.0085 (0.0105)	-0.0160 (0.0110)	-0.0020 (0.0013)	-0.0005 (0.0018)
여성근로자비중	-0.9777*** (0.2950)	-1.8155*** (0.5035)	-0.4538*** (0.1037)	-0.5494*** (0.1357)
산업중분류더미 통제 여부	○	○	○	○
연도더미 통제 여부	○	○	○	○
소재지더미 통제 여부	○	○	○	○
상수	-1.0329** (0.4099)	-0.6873 (0.6861)	-2.2871*** (0.1229)	-2.7494*** (0.2154)
관측 수	3,403	1,934	3,403	1,934
R^2	0.5710	0.5685	0.7191	0.7170
$\text{Prob}>\chi^2$	-	-	-	-

주: 괄호 안 숫자는 클러스터 강건 표준오차(cluster-robust standard error)를 나타냄. *, **, ***는 각각 유의수준 10%, 5%, 1%에서 통계적으로 유의함을 나타냄.

자료: 한국노동연구원, 사업체패널조사 6~8차년도 자료.

〈표 3-29〉 55세 이상 및 35세 미만 고용비중 간 관계 : 제조업부문 사업체
(2015~2019년)

종속변수: 35세미만근로자비중

변수	고정효과 모형		확률효과 모형	
	모형 1	모형 2	모형 3	모형 4
55세이상근로자비중	-0.0669* (0.0385)		-0.1952*** (0.0251)	
55세이상근로자비중 _전기		-0.0275 (0.0365)		-0.1450*** (0.0264)
log(전체근로자수)	0.0176 (0.0170)	0.0243 (0.0257)	0.0063 (0.0045)	0.0088* (0.0053)
사업체업력	-0.0054** (0.0027)	-0.0074*** (0.0028)	-0.0009*** (0.0003)	-0.0007* (0.0004)
여성근로자비중	-0.2057*** (0.0710)	-0.2993*** (0.1153)	-0.1029*** (0.0212)	-0.1307*** (0.0270)
산업중분류더미 통제 여부	○	○	○	○
연도더미 통제 여부	○	○	○	○
소재지더미 통제 여부	○	○	○	○
상수	0.4184*** (0.1243)	0.5227*** (0.1458)	0.1725*** (0.0267)	0.0005 (0.0529)
관측 수	3,880	2,252	3,880	2,252
R ²	0.0051	0.0016	0.1270	0.1187
Prob>χ ²	-	-	-	-

주: 괄호 안 숫자는 클러스터 강건 표준오차(cluster-robust standard error)를 나타냄. *, **, ***는 각각 유의수준 10%, 5%, 1%에서 통계적으로 유의함을 나타냄.

자료: 한국노동연구원, 사업체패널조사 6~8차년도 자료.

으로 세대 간 고용대체 관계가 전체 표본 대상 분석 대비 다소 약하게 나타나고 있음을 볼 수 있다. 특히 고정효과 모형 분석에서 전체 표본 분석에서와는 달리 통계적으로 유의한 결과가 거의 도출되지 않고 있다.

나. 비제조업(2015~2019년)

다음으로 <표 3-30>과 <표 3-31>은 비제조업부문 사업체 표본에 대해 연령대별 고용인원 및 비중 간 관계를 추정된 결과를 보여준다. 전반

적으로 전체 표본 대상 분석 결과와 유사한 결과가 도출됨을 볼 수 있다. 즉 앞서 살펴본 전체 표본 분석 결과는 제조업부문보다는 비제조업부문 사업체 표본에 의해 더 강하게 영향을 받았다고 할 수 있다. 다만 <표 3-30>과 <표 3-31>의 모형 2를 추정한 결과, 핵심 설명변수의 계수가 크기는 작으나 정(+)의 부호를 갖는 점이 눈에 띈다.

<표 3-30> 55세 이상 및 35세 미만 고용인원 간 관계: 비제조업부문 사업체 (2015~2019년)

종속변수: log(35세미만근로자수)

변수	고정효과 모형		확률효과 모형	
	모형 1	모형 2	모형 3	모형 4
log(55세이상근로자수)	-0.0942** (0.0378)		-0.2742*** (0.0222)	
log(55세이상근로자수) _전기		0.0037 (0.0411)		-0.1394*** (0.0290)
log(전체근로자수)	0.9558*** (0.0739)	0.9477*** (0.1046)	1.1749*** (0.0269)	1.0203*** (0.0323)
사업체업력	0.0112*** (0.0024)	-0.0268** (0.0105)	-0.0002 (0.0012)	-0.0017 (0.0016)
여성근로자비중	-0.4875 (0.3513)	-1.0683 (0.7309)	-0.2590* (0.1336)	-0.3648* (0.1965)
산업중분류더미 통제 여부	○	○	○	○
연도더미 통제 여부	○	○	○	○
소재지더미 통제 여부	○	○	○	○
상수	-2.1092*** (0.3865)	-0.5961 (0.5665)	-2.3583*** (0.3266)	-1.9816*** (0.4120)
관측 수	4,272	2,379	4,272	2,379
R ²	0.2195	0.3741	0.7031	0.6805
Prob>χ ²	-	-	-	-

주: 괄호 안 숫자는 클러스터 강건 표준오차(cluster-robust standard error)를 나타냄. *, **, ***는 각각 유의수준 10%, 5%, 1%에서 통계적으로 유의함을 나타냄.

자료: 한국노동연구원, 사업체패널조사 6~8차년도 자료.

〈표 3-31〉 55세 이상 및 35세 미만 고용비중 간 관계 : 비제조업부문 사업체
(2015~2019년)

종속변수: 35세미만근로자비중

변수	고정효과 모형		확률효과 모형	
	모형 1	모형 2	모형 3	모형 4
55세이상근로자비중	-0.0934*** (0.0225)		-0.2552*** (0.0154)	
55세이상근로자비중 _전기		0.0004 (0.0290)		-0.1787*** (0.0221)
log(전체근로자수)	-0.0029 (0.0098)	-0.0077 (0.0224)	0.0036 (0.0035)	0.0016 (0.0045)
사업체업력	0.0020 (0.0014)	-0.0068*** (0.0023)	-0.0006** (0.0003)	-0.0004 (0.0004)
여성근로자비중	-0.0327 (0.0584)	-0.1342 (0.1153)	0.0333 (0.0253)	0.0129 (0.0348)
산업중분류더미 통제 여부	○	○	○	○
연도더미 통제 여부	○	○	○	○
소재지더미 통제 여부	○	○	○	○
상수	0.0536 (0.0799)	0.3783*** (0.1149)	0.2070*** (0.0534)	0.1774** (0.0699)
관측 수	5,214	2,960	5,214	2,960
R ²	0.0003	0.0002	0.3173	0.2807
Prob>χ ²	-	-	-	-

주: 괄호 안 숫자는 클러스터 강건 표준오차(cluster-robust standard error)를 나타냄. *, **, ***는 각각 유의수준 10%, 5%, 1%에서 통계적으로 유의함을 나타냄.

자료: 한국노동연구원, 사업체패널조사 6~8차년도 자료.

제3절 소 결

본 장에서는 한국노동연구원의 사업체패널조사 6~8차(2015~2019년) 자료를 사용하여 중고령층과 청년층 간 고용대체 관계 존재 여부를 직관적인 축약형 모형 분석을 통해 살펴보았다. 그 결과를 요약하면 다음과

같다.

첫째, 본 장의 핵심 분석으로서 2015년부터 2019년 사이 55세 이상 중고령층과 35세 미만 청년층 간 고용대체 관계 존재 여부를 분석한 결과, 고용인원 간 관계를 보든 고용비중 간 관계를 보든 관계없이 중고령층과 청년층 간 고용대체 관계 존재 가능성을 시사하는 결과가 도출되었다. 반면 55세 이상 중고령층과 35~54세 중간 연령대 간에는 고용대체 관계가 상대적으로 약한 것으로 나타난다.

둘째, 연령대 설정 기준이 50세 이상과 30세 미만으로 이후 시기와 다른 사업체패널조사 1~5차(2005~2013년) 자료를 활용하여 중고령층 및 청년층 간 고용대체 관계 존재 여부를 분석하여 핵심 분석 결과와 비교해 보면, 2010년대 초반 이전보다 2010년대 중반 이후 고용대체 관계가 좀 더 명확해진 것으로 나타난다. 즉 사업체패널조사 1~5차 자료를 사용하여 다소 다른 연령대 설정 기준에 따라 분석해보면, 중고령층 및 청년층 간 고용대체 관계가 핵심 분석 결과 대비 약하게 나타나고 있다.

셋째, 다음 제4장에서 보듯 구조적 요인으로 인해 2008년 안팎을 기준으로 세대 간 고용대체 관계에 변화가 발생했을 가능성을 염두에 두고 사업체패널조사 1~2차(2005~2007년) 자료 및 3~8차(2009~2019년) 자료를 각각 분석하여 그 결과를 비교해보면, 2009년 이후 자료를 분석할 때 세대 간 고용대체 관계가 훨씬 뚜렷해진 것으로 나타난다. 반면 2007년 이전 자료를 분석할 때는 세대 간 고용대체 혹은 보완 관계에 대해 명확한 판단을 내리기 어려운 결과가 도출되었다.

넷째, 2015년부터 2019년 사이 세대 간 고용대체 관계를 성별로 나누어 분석할 때, 남성의 경우 전체 분석에서와 질적으로 유사한 결과가 도출된다. 여성 대상 분석 시에도 일부 다른 양상이 관측되나 역시 전체 분석과 질적으로 대체로 유사한 결과가 도출된다. 한편 서로 다른 성별 및 연령대 간 관계에 있어서는 고정효과 모형 분석 시 고용대체 혹은 보완 관계가 유의미하게 추정되지 않는 차이가 발견되었다.

다섯째, 사업체 규모별로 나누어 세대별 고용 간 관계를 분석한 결과, 30인 이상 100인 미만 사업체 표본에서 세대 간 고용대체 관계가 가장 뚜렷하게 드러나고 있다. 다만 다른 규모 사업체 표본에서도 세대 간 고

용대체 관계가 상대적으로 약하게나마 관측되고 있었다.

여섯째, 관측 수가 적어 그 해석에 주의가 필요하나 공공부문 사업체의 경우 세대 간 고용대체 관계가 상당히 약한 것으로 나타난다. 한편 민간부문 사업체 표본의 경우 전체 표본 대상 분석과 질적으로 유사한 결과를 나타내었다.

일곱째, 산업부문을 제조업 및 비제조업으로 양분하여 두 표본에서의 세대 간 고용대체 관계 유무를 비교해보면, 제조업 표본에서 전체 표본 대상 분석 대비 세대 간 고용대체 관계가 상대적으로 약하게 추정되었다. 한편 비제조업 표본 대상 분석에서는 전체 표본에서와 대체로 질적으로 유사한 분석 결과가 도출되었다.

본 장의 분석 결과를 종합하면, 전체 표본을 분석하던 다양한 방식으로 정의된 세부 대상 혹은 표본을 분석하던 사업체패널조사 6~8차(2015~2019년) 자료를 사용하여 분석할 경우, 세대 간 고용이 보완관계를 갖는다고 볼 근거는 나타나지 않고 있다. 반면 전체 표본 및 다수 세부 대상 및 표본에서 세대 간 고용대체 관계가 존재함을 시사하는 분석 결과가 도출되고 있음을 볼 수 있다.

<표 3-32>는 본 장의 분석 결과를 요약하여 보여준다. 이때 핵심 설명 변수의 추정계수가 유의수준 10%에서 약하게 유의한 경우에도 통계적 유의성을 갖는 것으로 간주하고 해당 부호가 정(+)인지 부(-)인지 표기하였다.

〈표 3-32〉 분석 결과 요약

중속변수	분석 모형	핵심 설명변수	추정계수 유의성 및 부호
분석 자료: 사업체패널조사 6~8차(2015~2019년) 자료			
표본: 전체 사업체 표본			
청년층 고용인원	고정효과	동기 중고령층 고용인원 전기 중고령층 고용인원	부(-) 유의하지 않음
	확률효과	동기 중고령층 고용인원 전기 중고령층 고용인원	부(-) 부(-)
청년층 고용비중	고정효과	동기 중고령층 고용비중 전기 중고령층 고용비중	부(-) 유의하지 않음
	확률효과	동기 중고령층 고용비중 전기 중고령층 고용비중	부(-) 부(-)
중간연령대 고용인원	고정효과	동기 중고령층 고용인원 전기 중고령층 고용인원	부(-) 정(+)
	확률효과	동기 중고령층 고용인원 전기 중고령층 고용인원	부(-) 부(-)
중간연령대 고용비중	고정효과	동기 중고령층 고용비중 전기 중고령층 고용비중	부(-) 정(+)
	확률효과	동기 중고령층 고용비중 전기 중고령층 고용비중	부(-) 부(-)
청년층 고용인원	고정효과	동기 중고령층 고용인원 전기 중고령층 고용인원	유의하지 않음 유의하지 않음
	확률효과	동기 중고령층 고용인원 전기 중고령층 고용인원	부(-) 부(-)
청년층 고용비중	고정효과	동기 중고령층 고용비중 전기 중고령층 고용비중	유의하지 않음 정(+)
	확률효과	동기 중고령층 고용비중 전기 중고령층 고용비중	부(-) 부(-)
남성 청년층 고용인원	고정효과	동기 남성 중고령층 고용인원 전기 남성 중고령층 고용인원	부(-) 유의하지 않음
	확률효과	동기 남성 중고령층 고용인원 전기 남성 중고령층 고용인원	부(-) 부(-)

〈표 3-32〉의 계속

종속변수	분석 모형	핵심 설명변수	추정계수 유의성 및 부호
분석 자료 : 사업체패널조사 6~8차(2015~2019년) 자료			
표본 : 전체 사업체 표본			
남성 청년층 고용비중	고정효과	동기 남성 중고령층 고용비중 전기 남성 중고령층 고용비중	부(-) 유의하지 않음
	확률효과	동기 남성 중고령층 고용비중 전기 남성 중고령층 고용비중	부(-) 부(-)
여성 청년층 고용인원	고정효과	동기 여성 중고령층 고용인원 전기 여성 중고령층 고용인원	부(-) 유의하지 않음
	확률효과	동기 여성 중고령층 고용인원 전기 여성 중고령층 고용인원	부(-) 부(-)
여성 청년층 고용비중	고정효과	동기 여성 중고령층 고용비중 전기 여성 중고령층 고용비중	부(-) 정(+)
	확률효과	동기 여성 중고령층 고용비중 전기 여성 중고령층 고용비중	부(-) 부(-)
여성 청년층 고용인원	고정효과	동기 남성 중고령층 고용인원 전기 남성 중고령층 고용인원	유의하지 않음 유의하지 않음
	확률효과	동기 남성 중고령층 고용인원 전기 남성 중고령층 고용인원	부(-) 부(-)
여성 청년층 고용비중	고정효과	동기 남성 중고령층 고용비중 전기 남성 중고령층 고용비중	유의하지 않음 유의하지 않음
	확률효과	동기 남성 중고령층 고용비중 전기 남성 중고령층 고용비중	부(-) 부(-)
표본 : 300인 이상 사업체 표본			
청년층 고용인원	고정효과	동기 중고령층 고용인원 전기 중고령층 고용인원	유의하지 않음 유의하지 않음
	확률효과	동기 중고령층 고용인원 전기 중고령층 고용인원	부(-) 유의하지 않음
청년층 고용비중	고정효과	동기 중고령층 고용비중 전기 중고령층 고용비중	부(-) 유의하지 않음
	확률효과	동기 중고령층 고용비중 전기 중고령층 고용비중	부(-) 부(-)

〈표 3-32〉의 계속

종속변수	분석 모형	핵심 설명변수	추정계수 유의성 및 부호
분석 자료: 사업체패널조사 6~8차(2015~2019년) 자료			
표본: 100-299인 사업체 표본			
청년층 고용인원	고정효과	동기 중고령층 고용인원 전기 중고령층 고용인원	유의하지 않음 유의하지 않음
	확률효과	동기 중고령층 고용인원 전기 중고령층 고용인원	부(-) 부(-)
청년층 고용비중	고정효과	동기 중고령층 고용비중 전기 중고령층 고용비중	유의하지 않음 유의하지 않음
	확률효과	동기 중고령층 고용비중 전기 중고령층 고용비중	부(-) 부(-)
표본: 30-99인 사업체 표본			
청년층 고용인원	고정효과	동기 중고령층 고용인원 전기 중고령층 고용인원	부(-) 부(-)
	확률효과	동기 중고령층 고용인원 전기 중고령층 고용인원	부(-) 부(-)
청년층 고용비중	고정효과	동기 중고령층 고용비중 전기 중고령층 고용비중	부(-) 유의하지 않음
	확률효과	동기 중고령층 고용비중 전기 중고령층 고용비중	부(-) 부(-)
표본: 30인 미만 사업체 표본			
청년층 고용인원	고정효과	동기 중고령층 고용인원 전기 중고령층 고용인원	유의하지 않음 부(-)
	확률효과	동기 중고령층 고용인원 전기 중고령층 고용인원	부(-) 부(-)
청년층 고용비중	고정효과	동기 중고령층 고용비중 전기 중고령층 고용비중	유의하지 않음 유의하지 않음
	확률효과	동기 중고령층 고용비중 전기 중고령층 고용비중	부(-) 부(-)

〈표 3-32〉의 계속

종속변수	분석 모형	핵심 설명변수	추정계수 유의성 및 부호
분석 자료: 사업체패널조사 6~8차(2015~2019년) 자료			
표본: 공공부문 사업체 표본			
청년층 고용인원	고정효과	동기 중고령층 고용인원	유의하지 않음
		전기 중고령층 고용인원	유의하지 않음
	확률효과	동기 중고령층 고용인원	유의하지 않음
		전기 중고령층 고용인원	부(-)
청년층 고용비중	고정효과	동기 중고령층 고용비중	유의하지 않음
		전기 중고령층 고용비중	유의하지 않음
	확률효과	동기 중고령층 고용비중	부(-)
		전기 중고령층 고용비중	부(-)
표본: 민간부문 사업체 표본			
청년층 고용인원	고정효과	동기 중고령층 고용인원	부(-)
		전기 중고령층 고용인원	유의하지 않음
	확률효과	동기 중고령층 고용인원	부(-)
		전기 중고령층 고용인원	부(-)
청년층 고용비중	고정효과	동기 중고령층 고용비중	부(-)
		전기 중고령층 고용비중	유의하지 않음
	확률효과	동기 중고령층 고용비중	부(-)
		전기 중고령층 고용비중	부(-)
표본: 제조업부문 사업체 표본			
청년층 고용인원	고정효과	동기 중고령층 고용인원	유의하지 않음
		전기 중고령층 고용인원	유의하지 않음
	확률효과	동기 중고령층 고용인원	부(-)
		전기 중고령층 고용인원	부(-)
청년층 고용비중	고정효과	동기 중고령층 고용비중	부(-)
		전기 중고령층 고용비중	유의하지 않음
	확률효과	동기 중고령층 고용비중	부(-)
		전기 중고령층 고용비중	부(-)

〈표 3-32〉의 계속

종속변수	분석 모형	핵심 설명변수	추정계수 유의성 및 부호
분석 자료: 사업체패널조사 6~8차(2015~2019년) 자료			
표본: 비제조업부문 사업체 표본			
청년층 고용인원	고정효과	동기 중고령층 고용인원 전기 중고령층 고용인원	부(-) 유의하지 않음
	확률효과	동기 중고령층 고용인원 전기 중고령층 고용인원	부(-) 부(-)
청년층 고용비중	고정효과	동기 중고령층 고용비중 전기 중고령층 고용비중	부(-) 유의하지 않음
	확률효과	동기 중고령층 고용비중 전기 중고령층 고용비중	부(-) 부(-)
분석 자료: 사업체패널조사 1~2차(2005~2007년) 자료			
표본: 전체 사업체 표본			
청년층 고용인원	고정효과	동기 중고령층 고용인원	정(+)
	확률효과	동기 중고령층 고용인원	부(-)
청년층 고용비중	고정효과	동기 중고령층 고용비중	정(+)
	확률효과	동기 중고령층 고용비중	부(-)
분석 자료: 사업체패널조사 3~8차(2009~2019년) 자료			
표본: 전체 사업체 표본			
청년층 고용인원	고정효과	동기 중고령층 고용인원	부(-)
	확률효과	동기 중고령층 고용인원	부(-)
청년층 고용비중	고정효과	동기 중고령층 고용비중	부(-)
	확률효과	동기 중고령층 고용비중	부(-)

자료: 저자 작성.

제 4 장

세대 간 노동수요 대체탄력성 분석

제1절 서론

본 장에서는 청년과 중장년 간 대체·보완관계를 실증적으로 거시적·미시적 단위 모두에서 기존 연구에서는 잘 이뤄지지 않았던 측면에서 추정하였다. 이를 위해 1) 거시시계열 자료에서 관측되는 청년 고용과 중장년 고용 간 관계와 관련된 정형화된 사실을 보고하고, 2) 사업체패널조사(Workplace Panel Survey, WPS)를 활용하여 사업체 단위 생산함수를 추정하여 청년 고용과 중장년 고용 간 대체·보완관계를 직접적으로 살펴보고자 한다. 앞선 제3장에서는 연령별 고용 간 관계를 직접적으로 살펴본 반면, 본 장에서는 대체탄력성이 상수(Constant Elasticity of Substitution, CES)인 생산함수를 직접 추정하여 청년, 중장년, 고령 간 상대임금과 상대고용 간 관계를 분석하였다. 본 연구는 CES 생산함수를 추정함으로써 청년과 다른 연령층 간 대체탄력성을 추정하여, 축약형 분석(reduced-form analysis)에서 수행하기 어려운 정책실험 혹은 반사실적 실험을 구조모형에서 수행함에 있어서 참고할 수 있는 모수를 제공하고자 하였다. 또한 본 연구에서 수행한 축약형 분석에서도 도출 가능한 정책시사점을 제공하고자 한다.

연구 배경은 다음과 같다. 통계청 2022년 6월 인구동향 보도자료에 따르면 2022년 2분기 합계출산율(Total Fertility Rate, TFR)은 0.75명(전년

동기 대비 0.07명 감소)으로써,⁵⁾ 현 수준 인구 유지를 위해 필요한 출산율을 개념인 인구대체율 2.1명보다 현저하게 낮다.⁶⁾ 통계청 장래인구추계(2021)는 25~49세 생산연령인구가 1,239만여 명(2020년)에서 803만여 명(2070년), 노년부양비(생산연령인구 1백 명당 고령인구)가 22명(2020년)에서 101명(2070년)까지 증가할 수 있음을 보고하였다.⁷⁾ 또한 김선빈·한중석·홍재화(2021)는 중첩세대 일반균형 모형을 캘리브레이션하여 2017년 통계청 장래인구추계대로 인구구조가 변화하면 2017년 경제 대비 1인당 생산량이 65%까지 감소할 수 있음을 보고하였다.

정부는 이에 대응하기 위해 인구정책 TF를 운영해왔으며, 2022년 2월에 제4기 인구정책 TF를 출범하였다. 제4기 인구정책 TF는 크게 ① 생산연령인구 확충, ② 축소사회 적응력 강화(지역소멸 포함), ③ 급속한 고령화 대응 및 ④ 초저출산 대응 등 네 가지 정책방향을 발표하였다. 이 중에서 생산연령인구와 관련하여 논의되었던 내용은 1) 여성경제활동참여 제고, 2) 외국인 인력 확충, 3) 고령자 고용연장 기반 마련이다. 본 연구는 고령자 고용연장 관련 정책이 수행되었을 때 청년과 고령 고용에 대한 기대효과를 분석할 수 있는 기초자료를 제공한다고 할 수 있다.

이와 관련된 국내연구는 다음과 같다. 김선빈·한중석·홍재화(이하 KHH, 2021, 2022)가 각각 여성경제활동참여 제고 및 외국인 인력 활용의 거시경제 효과를 분석하였다. 고령자 고용연장과 관련된 정책 중 하나인 정년연장의 고용효과는 안주엽(2011), 남재량(2018), 한요셉(2019), 김대일(2021), 정희진·강창희(2022) 등이 분석하였다. 안주엽(2011)은 청년 - 고령 고용 간 관계를 세부적으로 살펴보았다는 점에서 본 장 연구와 가장 유사한 연구이다.

기존 국내문헌에서 현재까지 분석한 청년과 고령층 근로자 간 대체·

5) 합계출산율은 여성이 가임기간(15~49세)에 낳을 것으로 기대되는 평균 출생아 수를 의미한다.

6) <http://kostat.go.kr/assist/synap/preview/skin/miri.html?fn=e86ba1374413896124121415&rs=/assist/synap/preview>(접속일: 2022. 9. 18).

7) 제4기 인구정책 TF 출범 시 발표한 관계부처 합동(2022)에서도 역시 통계청 장래인구추계(2021) 자료를 인용하면서 생산연령인구는 2025년에 177만 명 감소, 2030년에 357만 명 감소, 2040년에 886만 명 감소한다고 보고하였다.

보완관계는 후술할 해외문헌과 유사하게 결과가 일치하지 않고 복합적이다. 한요셉(2019)과 김대일(2021)은 정년 연장으로 인해 청년층 고용이 감소하였음을 보였다. 그러나 정희진·강창희(2022)는 정년 연장으로 인해 감소하는 사업체 고용규모가 주로 정규직 차장급 및 부장급 이상 직급 고용 감소로 인해 발생하였음을 보였으며, 청년층 고용에 미친 영향은 통계적으로 유의하지 않았음을 보였다. 또한 안주엽(2011)은 고령층 고용이 청년층 고용을 위축시킨다고 보긴 어려우며 분석 결과에 따라서는 대체관계라기보다는 보완관계에 더 가까울 수 있음을 보였다.

관련된 기존 해외문헌은 다음과 같다. 균형에서의 상대임금과 상대고용 간 관계를 통해 청년과 고령층 근로자 간 대체탄력성을 추정하고자 한 최근 연구로는 Carrozzo and Pietro(2019)가 있다. 이탈리아 자료를 활용하여 추정한 결과, 청년과 고령노동 간 대체탄력성이 4~6임을 보임으로써 둘 간에 강한 대체관계가 존재함을 보였다.⁸⁾ Wels(2017)는 영국 거시 시계열 자료를 활용하여 분석한 결과, 공공정책 효과를 고려하지 않은 경우에는 고령층 경제활동참가율 증가가 청년층 경제활동참가율에 부정적인 영향을 준다는 증거를 찾을 수 없음을 보였다. 하지만 공공정책 효과를 고려한 경우에는 유의하게 부정적인 영향을 주는 것을 보였다. Lallemand and Rycx(2009)는 벨기에의 고용주-근로자 매칭데이터(Employer-Employee Matched Data)를 활용하여 젊은 근로자 비중 증가는 사업체 생산성과 양(+의 관계가 존재하는 반면에 장년층 근로자 비중 증가는 사업체 생산성과 음(-의 관계가 존재함을 보였다.⁹⁾ LANOT

8) 대체탄력성은 상대임금이 1% 변화했을 때 상대고용이 얼마큼 변하는지를 의미한다. 예를 들어 대체탄력성이 4라는 것은 청년임금이 고령층 임금에 비하여 1% 증가하였을 때 고령층 고용이 4% 증가하는 것을 의미한다. 조대체탄력성(gross elasticity of substitution)이 1보다 작으면 보완관계, 1보다 크면 대체관계라고 한다. 대체탄력성이 1인 경우는 거시경제학 문헌에서 많이 활용하는 Cobb-Douglas 생산함수로서, 이 경우에는 대체관계도 보완관계도 아니다.

9) 허재준·강신혁(2020)은 고용보험DB와 국세통계 등에서 활용 가능한 고용주-근로자 매칭패널데이터를 활용하여 연령별 근로자 생산성과 사업체 생산성을 추정 후, 각 관계를 살펴보고자 하였다. 단, 해당 연구결과는 보고서에서 명시하였듯이 이론적인 식별문제를 완전히 해결했다고 보기는 어렵기에 참고자료는 될 수 있으나 후속연구가 앞으로 더 필요할 것으로 보인다.

and SOUSOUNIS(2016)은 영국 최저임금 증가가 저임금 연령층 비율을 어떻게 변화시켰는지를 살펴봄으로써 두 연령층 고용자 간 대체탄력성을 추정하였다. 추정 결과, 대체탄력성은 0.79로서 보완관계가 존재함을 보였다. Gruber and Milligan(2010)은 거시 시계열 자료를 활용하여 분석한 결과, 고령층 고용과 청년층 고용이 음(-)의 관계를 보임을 보였지만 해당 결과는 강건하지 않음을 보였다. Mérette(2007)는 연산가능 일반균형 중첩세대 모형(Computable General Equilibrium model of Overlapping Generations)을 활용하여 대체탄력성 크기에 따라 인구구조 변화가 각 연령별 임금 및 고용에 미칠 효과를 분석하였다.

기존 문헌과 비교하여 본 연구가 기여하는 바는 다음과 같다. KHH (2021, 2022)는 저출산·고령화로 인한 인구구조 변화를 고려하여 각 반사실적 상황(여성 고용률/노동생산성 향상, 외국인 인력 유입 증가)에 대한 거시경제적 효과를 분석하였지만 청년과 고령자 간에 대체 혹은 보완관계가 존재하는지를 고려하진 않았다. 또한 남재량(2018), 한요셉(2019), 김대일(2021), 정희진·강창희(2022) 등은 2013년에 입법된 법정 정년 연장이 각 연령별 고용에 어떤 영향을 미쳤는지 살펴보았지만 직접적으로 연령별 근로자 간 대체 혹은 보완관계를 추정하진 않았다. 즉, 균형에서 정책효과를 분석한 것을 통해 두 근로자 그룹 간 대체·보완관계를 간접적으로 살펴본 것이다. 그에 반해 본 장 연구는 WPS를 활용해 사업체 단위 고정된 대체탄력성(Constant Elasticity of Substitution, CES) 생산함수를 추정하여 청년층과 고령층 간 대체탄력성을 직접적으로 추정한다는 점에서 안주엽(2011)과 비교하여 새로운 관점을 제시하였다. 해외문헌에서도 역시 본 연구에서처럼 사업체 단위 재무정보를 활용하여 직접적으로 CES 생산함수를 추정하고자 한 시도는 많지 않았다.

본 연구 주요 결과는 다음과 같다. 첫째, 연령집단 간 대체·보완관계는 매우 강건하다고 보긴 어려우나 약 대체관계가 존재하는 것으로 보인다. 둘째, 하지만 연도 고정효과를 통제하면 대체탄력성 크기는 변화하며, 대체적으로 작아진다. 셋째, 2005~2007년 표본 추정결과와 2009~2019년 표본 추정결과는 연도 고정효과를 통제한 경우와 통제하지 않은 경우 추정결과와 유사하다는 것을 보였다. 즉, 본 연구는 2009년의 구조

적 충격(structural break)으로 인해 2009년 이후로 2009년 이전에 비하여 연령집단별 대체관계 정도가 강해졌다는 것을 보였다.

본 장의 구성은 다음과 같다. 제2절에서는 거시 시계열 자료를 활용하여 각 연령별 고용 추세 및 관계를 살펴보았다. 제3절에서는 WPS를 활용하여 CES 생산함수를 추정하여 청년-중장년 고용 간 대체탄력성을 분석하였으며, 제4절에서는 이를 마무리한다.

제2절 세대 간 고용 대체 · 보완관계 : 거시적 단위 분석

1. 세대 간 고용현황 : 거시 시계열 자료

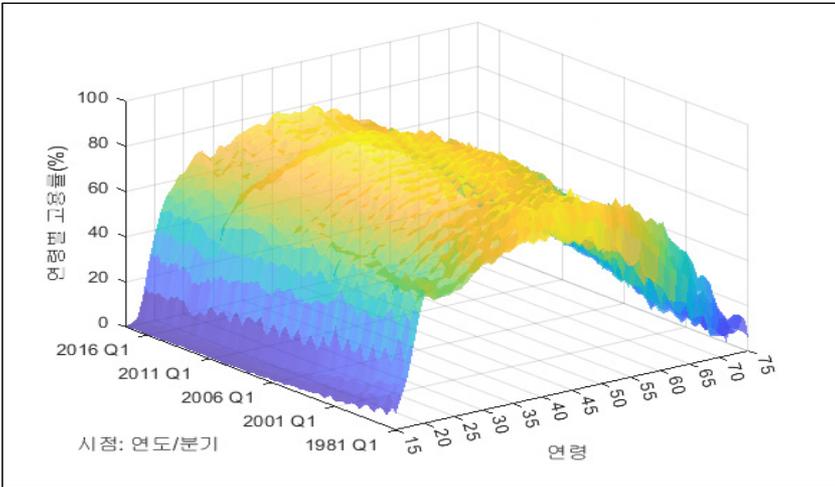
본 절에서는 집계 시계열(aggregate time-series) 자료를 활용하여 거시적 단위에서 세대 간 고용률 간 정형화된 사실을 정리하고, 그를 통해 대체 · 보완관계에 관해 논의하고자 하였다. 후술하듯이, 먼저 장기 시계열에서 연령별 고용률 분포와 고용률 변화가 어떻게 일어났는지 시각적으로 살펴보기 위해 [그림 4-1]과 [그림 4-2]를 살펴보았다.

[그림 4-1]과 [그림 4-2]는 경제활동인구조사를 활용해 시점에 따라 연령별 고용률이 어떻게 변하는지를 나타낸다. 비교를 쉽게 하기 위해 [그림 4-2]에서 1990년 1분기 고용률과 2019년 1분기 고용률을 비교하면, 상대적으로 20세 고용률은 낮아진 반면에 그 외 다른 연령대 고용률은 모두 높아졌다.¹⁰⁾ 즉, 장기 시계열에서 청년 고용률과 고령층 고용률 간 단순 상관관계를 살펴보게 되면 양(+)의 관계가 존재하는 것으로 보인다. [그림 4-1]도 시간이 지남에 따라 전반적으로 모든 연령대 고용률이 증가하는 양상을 보이고 있음을 나타낸다.

하지만 [그림 4-1]과 [그림 4-2]가 시사하는 상관관계를 통해 세대 간

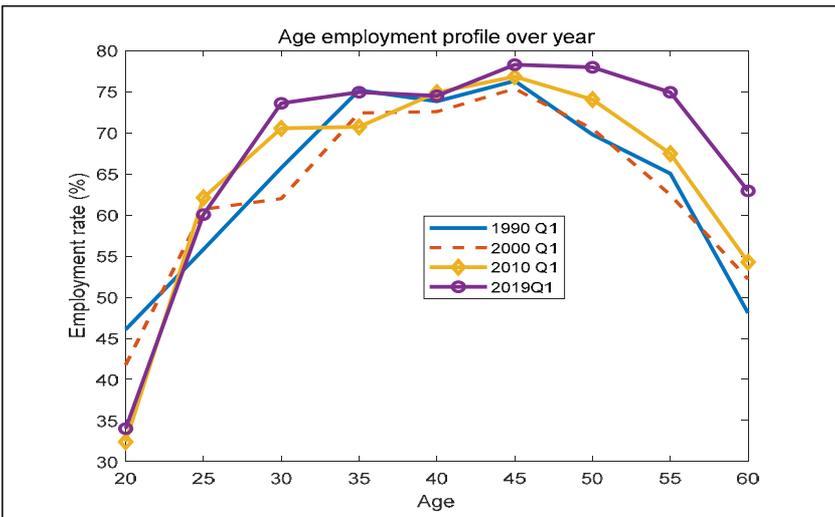
10) 2020년 1분기 고용률 통계가 아니라 2019년 1분기 고용률을 보고한 이유는 코로나19로 인한 구조충격 도래 이전까지의 추세를 살펴보려고 함이었다.

[그림 4-1] 연령별 고용률 분포 변화 : 1981년 1분기~2021년 4분기



주: 『경제활동인구조사』 1981~2021년 자료. x축은 연령, y축은 연도/분기, z축은 고용률(%)을 나타냄. 연령별 고용률은 15~75세 각 연령별 고용률을 나타냄. 자료: 저자 계산.

[그림 4-2] 연령별 고용률 변화 : 1990년 1분기~2019년 1분기



주: 『경제활동인구조사』 1981~2021년 자료. 가로축은 연령, 세로축은 고용률(%)을 나타냄. 연령별 고용률은 각각 20세, 25세, 30세, 35세, 40세, 45세, 50세, 55세 그리고 60세 고용률을 나타냄. 자료: 저자 계산.

대체·보완관계를 도출하는 것은 어렵다. 통계학적으로는 연령별 고용률이 증가 추세를 갖고 있는 불안정성(non-stationary) 시계열 자료기 때문에 둘 간에는 아무 관계가 없더라도 양(+)의 관계를 나타낼 수 있다. 경제학적으로는 장기적으로 경제가 성장하였기 때문에 전반적으로 고용률이 증가하였기 때문에 세대 간 고용률이 같은 방향으로 변화하였다는 것이 반드시 둘 간 보완관계가 존재한다고 할 수는 없다.

통계학적으로 불안정성을 해결하기 위해서 많이 활용하는 방법은 1차 차분(first-difference) 혹은 Hodrick - Prescott filter(이하 HP 필터)를 통해 추출한 순환변동치 간 상관관계를 살펴보는 것이다. 1981년 1분기부터 2019년 4분기까지의 각 연령별 고용률의 HP 필터 순환변동치(cyclical components) 간 상관관계 테이블은 <표 4-1>과 같다.

<표 4-1>은 모든 연령층 간 고용률에 양(+)의 상관관계가 존재함을 의미한다. 또한 군집된 특성이 존재함을 보인다. 즉, 35~60세 간 고용률에는 보다 더 강한 양(+)의 상관관계가 존재하는 반면, 20~30세 연령대 고용률은 다른 연령별 고용률 간 관계가 상대적으로 약함을 보인다.

<표 4-1> HP 필터 : 연령별 고용률 상관관계 테이블

경제활동인구조사 1981년 Q1~2019년 Q4 연령별 고용률 순환변동치 간 상관관계									
	20세	25세	30세	35세	40세	45세	50세	55세	60세
20세	1.00								
25세	0.46	1.00							
30세	0.33	0.50	1.00						
35세	0.33	0.60	0.57	1.00					
40세	0.40	0.55	0.75	0.70	1.00				
45세	0.34	0.55	0.63	0.75	0.83	1.00			
50세	0.40	0.57	0.69	0.73	0.83	0.84	1.00		
55세	0.31	0.55	0.58	0.75	0.80	0.86	0.85	1.00	
60세	0.36	0.46	0.64	0.71	0.79	0.82	0.85	0.90	1.00

주: 소숫점 둘째 자리에서 반올림함. 저자 계산.
자료: 『경제활동인구조사』 1981~2021년 자료.

그러나 여전히 추세를 제거한 순환변동치 간 상관관계를 통해 세대 간 대체·보완관계를 도출 혹은 고령층(청년층) 고용이 청년층(고령층) 고용을 구축(crowding out)한다는 귀무가설을 기각한다고 보기는 어렵다. 특히 후자의 경우, 연령별 고용이 양(+)의 관계를 보이는 이유는 경기가 호황 혹은 불황일 때 모든 연령층 고용률이 증가 혹은 감소하였기 때문일 수 있다. 즉, 둘 간 관계를 엄밀하게 보기 위해선 이와 같은 경기변동 역시 같이 고려해야 하거나 다른 방법으로 살펴보는 것이 필요하다.

2. 집계 시계열 자료를 활용한 세대 간 대체·보완관계 추정

집계 시계열 자료를 활용하여 세대 간 대체·보완관계를 분석할 수 있는 가장 엄밀한 방법 중 하나는 Krusell et al.(2000, 이하 KORV) 혹은 Castex, Cho and Dechter(2022)에서처럼 시뮬레이션 기반 의사 최대우도 추정법(Simulation Pseudo Maximum Likelihood Estimation, SPMLE)을 활용하여 다음과 같은 생산함수를 추정하는 것이다.¹¹⁾

$$Y_t = K_{s,t}^\alpha \left[\mu n_{o,t}^\sigma + (1-\mu) \left(\lambda K_{e,t}^\rho + (1-\lambda) n_{y,t}^\rho \right) \frac{\sigma}{\rho} \right]^{\frac{1-\alpha}{\sigma}}$$

본 연구에서는 위와 같은 생산함수를 추정하는 대신 보다 간단한 형태의 CES 생산함수를 고려한다.

$$Y_t = K_t^{1-\alpha} \left[\theta L_{y,t}^\rho + (1-\theta) L_{o,t}^\rho \right]^{\frac{\alpha}{\rho}}$$

Y : 산출물 (GDP)

K : 자본

L_y : 청년층 노동

L_o : 중고령층 노동

11) KORV 혹은 Castex, Cho and Dechter(2022)에서는 청년층 및 고령층 노동 대신 기술 수준별(대학졸업 여부) 노동을 고려하였다.

만약 재화시장 및 요소시장이 완전경쟁시장이고 아무런 마찰이 존재하지 않는 경우, 임금은 한계노동생산물과 동일하기 때문에 다음과 같은 균형관계를 도출할 수 있다.

$$W_{y,t} = \frac{\partial Y_t}{\partial L_{y,t}} = K_t^{1-\alpha} [\theta L_{y,t}^\rho + (1-\theta)L_{o,t}^\rho]^\frac{\alpha}{\rho} \theta L_{y,t}^{\rho-1}$$

$$W_{o,t} = \frac{\partial Y_t}{\partial L_{o,t}} = K_t^{1-\alpha} [\theta L_{y,t}^\rho + (1-\theta)L_{o,t}^\rho]^\frac{\alpha}{\rho} (1-\theta)L_{o,t}^{\rho-1}$$

$$\rightarrow \log\left(\frac{W_{y,t}}{W_{o,t}}\right) = \log\left(\frac{\theta}{1-\theta}\right) + (1-\rho)\log\left(\frac{L_{o,t}}{L_{y,t}}\right)$$

따라서 세대 간 상대임금 $\log(W_y/W_o)$ 와 상대노동 $\log(L_o/L_y)$ 에 대한 집계 시계열 자료를 활용해 다음과 같은 회귀식을 고려할 수 있다.

$$\log\left(\frac{W_{y,t}}{W_{o,t}}\right) = \beta_0 + \beta_1 \log\left(\frac{L_{o,t}}{L_{y,t}}\right) + \epsilon_t$$

$$\rightarrow \beta_1 = 1 - \rho \Rightarrow \text{대체탄력성 } \sigma = \frac{1}{1-\rho} = \frac{1}{\beta_1}$$

KOSIS에서 제공하는 1999~2021년 고용형태별근로실태조사 연령별 월급여총액 및 근로시간 자료와 경제활동인구조사 연령별 취업자 수 자료를 활용하여 위와 같이 상대임금 및 상대노동을 구축하였다. 추가적인 통계와 더 긴 시계열 자료를 통한 후속연구가 필요하지만 가용한 집계 시계열 자료를 활용해 분석하는 경우에는 다음과 같은 결과를 얻을 수 있다.

<표 4-2>는 후속연구에서 더 엄밀한 추정이 필요함을 시사한다. 관심사는 대체탄력성 $\sigma = 1/(1-\rho) = 1/\beta_1$ 을 추정하는 것이기 때문에 상대노동 계수 β_1 에 초점을 두고 보면, 이론상 $\beta_1 = 1-\rho$ 가 음수가 나오는 것은 잘 정의되지 않은 생산함수를 의미한다.¹²⁾

12) 양수가 나오는 경우는 모두 상대인구를 통제하였을 때이다. 하지만 이외에도 다른 통제를 해야 하는 정보가 있을 수 있기 때문에 해당 모형이 반드시 옳은 모형

〈표 4-2〉 집계 시계열 자료를 활용한 CES 함수 추정

집계 시계열 자료를 활용한 CES 함수 추정 :								
$\log\left(\frac{W_{y,t}}{W_{o,t}}\right) = \beta_0 + \beta_1 \log\left(\frac{L_{o,t}}{L_{y,t}}\right) + \gamma X_t + \epsilon_t$								
	모형 1	모형 2	모형 3	모형 4	모형 5	모형 6	모형 7	모형 8
상대노동 $\log(L_o/L_y)$	-0.267*** (0.0205)	0.418* (0.158)	-0.189** (0.0556)	-0.226** (0.0760)	0.762** (0.228)	0.522** (0.179)	-0.273*** (0.0527)	1.000* (0.440)
시사하는 대체탄력성 : $\sigma = \frac{1}{\beta_1}$.	1.348	.	.	1.312	1.916	.	1.000
상대인구 $\log(P_o/P_y)$		-0.644*** (0.150)			-1.112*** (0.259)	-0.851*** (0.196)		-1.343** (0.464)
시간추세			-0.00360 (0.00239)		0.00715* (0.00306)		-0.0155* (0.00554)	0.0152 (0.0129)
로그 실질GDP				-0.0330 (0.0600)		0.0949* (0.0420)	0.278* (0.103)	-0.135 (0.186)
상수항	-0.147*** (0.00592)	-0.186*** (0.00794)	-0.0995** (0.0310)	0.317 (0.842)	-0.308*** (0.0534)	-1.532* (0.597)	-3.849* (1.380)	1.470 (2.429)
표본수	23	23	23	23	23	23	23	23
조정된 R2값	0.885	0.915	0.887	0.881	0.922	0.919	0.895	0.920

주: 괄호 안 숫자는 표준오차를 뜻함. * : p<0.05, ** : p<0.01, *** : p<0.001. 2006년 이전 자료는 KOSIS 「고용형태별근로실태조사」 ‘규모, 학력, 연령계층, 성별 임금 및 근로조건’ 항목에서 5인 이상 전규모, 전학력 기준으로 연결하였음. 임금은 월급여총액/근로시간으로, 근로는 취업자 수 × 근로시간으로 측정함. 청년층은 30~34세, 고령층은 50~54세를 기준으로 삼음. 실질 GDP는 국민계정 데이터에서 구함.

자료: 「고용형태별근로실태조사」 및 「경제활동인구조사」 1999~2021년. KOSIS 제공.

추정계수가 양수가 나오는 경우인 모형 2, 5, 6 그리고 8을 보면 모두 1보다 작거나 같음을 알 수 있다. 이는 $\beta_1 = 1/\sigma$ 이기 때문에 대체탄력성은 모두 1보다 크거나 같음을 알 수 있다. 즉, 모형 8만이 유일하게 대체관계도, 보완관계도 아닌 Cobb-Douglas 생산함수임을 시사하고 양수가 나오는 모형 2, 5 그리고 6은 모두 대체관계임을 시사한다. 하지만 해당 분석은 더 긴 시계열과 지역별·산업별 자료를 고려함으로써 더 엄밀한

이라는 것을 의미하진 않는다. 대체탄력성과 관련된 이론적 논의는 제3절 참조.

분석이 가능하기 때문에 참고자료일 뿐임을 유의해야 한다.

시계열 추계분석에서 흔히 종속변수의 이전 기 변수(lagged variable)가 고려되는 것을 고려하여 $\log(W_{y,t-1}/W_{o,t-1})$ 까지 통제한 경우의 추정 결과를 보고한다. <표 4-3>의 결과는 <표 4-2> 결과와 크게 다르지 않다.¹³⁾

<표 4-3> 집계 시계열 자료를 활용한 CES 함수 추정: 이전 기 변수가 추가된 경우

집계 시계열 자료를 활용한 CES 함수 추정 :								
$\log\left(\frac{W_{y,t}}{W_{o,t}}\right) = \beta_0 + \beta_1 \log\left(\frac{L_{o,t}}{L_{y,t}}\right) + \beta_2 \log\left(\frac{W_{y,t-1}}{W_{o,t-1}}\right) + \gamma X_t + \epsilon_t$								
	모형 1	모형 2	모형 3	모형 4	모형 5	모형 6	모형 7	모형 8
상대노동 $\log(L_o/L_y)$	-0.258** (0.0752)	0.390* (0.170)	-0.190* (0.0809)	-0.189 (0.100)	0.840* (0.308)	0.608* (0.259)	-0.328* (0.141)	0.954 (0.472)
시사하는 대체탄력성: $\sigma = \frac{1}{\beta_1}$.	2.654	.	.	1.190	1.645	.	1.048
상대인구 $\log(P_o/P_y)$		-0.640** (0.208)			-1.228** (0.371)	-1.006** (0.341)		-1.323* (0.467)
시간추세			-0.00377 (0.00244)		0.00815 (0.00401)		-0.0189 (0.0121)	0.0129 (0.0179)
로그 실질GDP				-0.0590 (0.0547)		0.131 (0.0706)	0.352 (0.245)	-0.0890 (0.309)
상수항	-0.138*** (0.0330)	-0.195*** (0.0455)	-0.0943* (0.0390)	0.691 (0.768)	-0.343*** (0.0852)	-2.072 (1.023)	-4.868 (3.321)	0.844 (4.121)
표본수	22	22	22	22	22	22	22	22
조정된 R2값	0.875	0.905	0.878	0.873	0.913	0.910	0.882	0.908

주: 괄호 안 숫자는 표준오차를 뜻함. *: p<0.05, **: p<0.01, ***: p<0.001. 2006년 이전 자료는 KOSIS 「고용형태별근로실태조사」 ‘규모, 학력, 연령계층, 성별 임금 및 근로조건’ 항목에서 5인 이상 전규모, 전학력 기준으로 연결하였음. 임금은 월급여총액/근로시간으로, 근로는 취업자 수×근로시간으로 측정함. 청년층은 30~34세, 고령층은 50~54세를 기준으로 삼음. 실질 GDP는 국민계정 데이터에서 구함

자료: 「고용형태별근로실태조사」 및 「경제활동인구조사」 1999~2021년. KOSIS 제공.

13) 이전 기 변수의 추정계수는 모두 통계적으로 유의하지 않고, 본 연구의 관심사가 아니기 때문에 보고하지 않았다. 요청 시 바로 제공 가능하다.

제3절 세대 간 고용 대체탄력성 : 미시적 단위 CES 생산함수 추정

본 절에서는 사업체 단위 재무 및 고용데이터를 활용하여 미시적 단위에서의 세대 간 고용 대체탄력성을 추정하였다. 이를 통해 향후 인구구조 변화 혹은 정년연장 등 세대 간 상대고용률에 영향을 줄 수 있는 정책수행 시 기대효과를 추정하는 데 도움되는 기초자료를 제공하고자 한다. 본 절에서와 같이 사업체 재무정보를 같이 활용하여 생산함수를 추정한 사례가 아직 많지 않다. 본 연구를 기점으로 더 양질의 자료 및 더 엄밀한 분석을 통해 대체탄력성(Elasticity of Substitution, 이하 ES)을 추정하는 데 도움이 될 것으로 기대한다.

1. 추정대상 : CES 생산함수와 대체탄력성

본 절에서는 다음과 같은 생산함수를 고려하여 추정하고자 하는 핵심 변수에 관하여 논의하고자 한다. 우선 생산요소에 오로지 청년층 노동(N_y)과 고령층 노동(N_o)만이 존재한다고 가정하자. 그렇다면 사업체 j 의 t 기 산출량 Y_{jt} 는 다음과 같은 CES 생산함수로 표현 가능하다.¹⁴⁾

$$Y_{jt} = z_{jt} \left[\alpha N_{y,jt}^\rho + (1 - \alpha) N_{o,jt}^\rho \right]^{\frac{1}{\rho}} \quad (1)$$

위 식에서 z 는 사업체 총요소생산성(Total Factor Productivity, TFP) α 는 생산 시 청년층 노동이 기여하는 정도, ρ 는 생산요소 간 대체탄력성을 나타내는 모수이다. 만약 노동시장에 아무런 마찰이 없고 완전경쟁시장인 경우, 청년층 임금과 고령층 임금은 각 세대별 노동의 한계생산성과

14) 엄밀하지는 않지만 본 장에서는 산출량, 매출액, 부가가치를 편의상 혼용하여 활용한다.

같게 된다. 수식으로 표현하면 다음과 같다.

$$W_y = z\alpha [\alpha N_y^\rho + (1-\alpha)N_0^\rho]^{\frac{1-\rho}{\rho}} N_y^{\rho-1}$$

$$W_o = z(1-\alpha) [\alpha N_y^\rho + (1-\alpha)N_0^\rho]^{\frac{1-\rho}{\rho}} N_o^{\rho-1}$$

본 연구에서 보고자 하는 것은 청년층과 고령층 간 대체·보완관계다. 다음과 같은 질문에 답함으로써 세대 간 대체·보완관계를 볼 수 있다: 고령층 임금이 청년층 임금보다 상대적으로 1% 증가하였을 때(W_o/W_y 가 1% 증가하였을 때) 청년층 상대고용이 몇 % 변하겠는가? 위 식에 로그를 취한 뒤, 비율을 구하여 전미분을 구하면 다음과 같이 대체탄력성 σ 를 도출할 수 있다.

$$\sigma = \frac{d\log(N_y/N_o)}{d\log(W_o/W_y)} = \frac{1}{1-\rho}$$

예를 들어 $\sigma = 2$ 라면 이는 고령층(청년층) 임금이 청년층(고령층) 임금에 비해 상대적으로 1% 올라간 경우, 청년층(고령층) 고용이 고령층(청년층) 고용에 비해 상대적으로 2% 증가(감소)함을 의미한다. 즉, 사업체 입장에서 만약 고령층을 고용하는 것이 청년층을 고용하는 것에 비하여 상대적으로 1% 비싸진 경우, $\sigma = 2$ 라는 것은 비싸진 고령층(청년층) 고용을 상대적으로 2% 감소(증가)시킨다는 것이다. 즉, 상대임금이 변한 정도보다 고용을 더 탄력적으로 변화시켰기 때문에 이 경우에는 청년층 고용과 고령층 고용은 서로 대체관계에 있다고 한다. 반면에 만약 $\sigma < 1$ 이라면 상대가격 변화 정도보다 상대요소 변화가 작기 때문에 이 경우엔 (조)대체탄력성이 1보다 작기 때문에 보완관계에 있다고 한다. 정리하자면 다음과 같다.

$$\sigma \begin{cases} > 1: \text{(조)대체관계} \\ = 1: \text{대체관계도 보완관계도 아님. Cobb-Douglas 생산함수} \\ < 1: \text{(조)보완관계} \end{cases}$$

그리고 다음과 같이 자본과 노동 간 대체탄력성이 1, 즉 Cobb-Douglas 관계인 경우에는 여전히 이전 사례와 같이 대체탄력성 $\sigma = 1/(1-\rho)$ 가 된다.

$$Y_{jt} = z_{jt} K_{jt}^{1-\alpha} [\theta N_{y,jt}^\rho + (1-\theta) N_{o,jt}^\rho]^\frac{\alpha}{\rho}$$

K_{jt} : 사업체 j 의 t 기 자본

$$\rightarrow \sigma = \frac{d \log(N_y/N_o)}{d \log(W_o/W_y)} = \frac{1}{1-\rho}$$

마지막으로 Krusell et al.(2000, 이하 KORV), Dolado, Motyovszki and Pappa(2021) 그리고 Castex, Cho and Dechter(2022) 등에서 숙련노동(skilled-labor)과 자본 간 보완관계를 고려하였듯이 자본과 청년층(혹은 고령층) 간 대체·보완관계를 고려할 수 있다. 자본의 정의를 간단하게 위해 Dolado, Motyovszki and Pappa(2021)가 사용했던 함수를 변형한 CES 생산함수 형태는 다음과 같다.

$$Y_{jt} = z_{jt} \left[\phi \left[\lambda K_{jt}^\gamma + (1-\lambda) N_{y,jt}^\gamma \right]^\frac{1}{\rho} + (1-\phi) N_{o,jt}^\rho \right]^\frac{1}{\rho} \quad (2)$$

위 식에서 자본 - 청년층 - 고령층 노동 간 대체탄력성은 다음과 같이 정의된다.

$$\sigma_{K,y} = \frac{1}{1-\gamma} : \text{자본과 청년층 고용 간 대체탄력성}$$

$$\sigma_{o,y\&K} = \frac{1}{1-\rho} : \text{고령층 고용과 청년층 고용, 그리고 자본 간 대체탄력성}$$

위 식 (2)는 특정 연령층 고용과 자본 간 불완전 대체관계를 심도있게 추정할 수 있다는 점에서 유용하지만 만약 자본 - 청년층 - 중간연령층 - 고령층 간 관계를 모두 보고자 하는 경우에는 추정이 불안정해진다. 후속

연구에서 흥미있게 다뤄질 주제이나 본 장에서는 ‘자본을 직접 추정에 고려할 때와 고려하지 않을 때 연령 간 대체·보완관계가 어떻게 바뀔 것인가’라는 질문에 효율적으로 답하고자 한다. 따라서 다음과 같은 생산함수를 고려하였다.

$$Y_{jt} = K_{jt}^{\alpha} \left[\phi \left(\lambda N_{m,jt}^{\gamma} + (1-\lambda) N_{y,jt}^{\gamma} \right)^{\frac{\rho}{\gamma}} + (1-\phi) N_{o,jt}^{\rho} \right]^{\frac{1-\alpha}{\rho}}$$

위 식에서 자본과 고용 간 대체탄력성은 1로 Cobb-Douglas 함수를 따르며, 청년층과 중년층($N_m = N - (N_y + N_o)$) 간 대체탄력성은 $1/(1-\gamma)$, 고령층과 그 외 연령층 고용 간 대체탄력성은 $1/(1-\rho)$ 로 정의된다. 따라서, 본 절에서는 사업체패널조사(WPS) 자료를 활용하여 모수 ρ 또는 γ 를 추정함으로써 세대 간 대체탄력성을 살펴보고자 한다.

2. 사업체패널조사(Workplace Panel Survey, WPS)¹⁵⁾

서술하였듯이, 세대 간 대체탄력성을 사업체 단위 미시자료에서 추정하기 위해서는 최소한 ① 사업장 단위 매출액 혹은 부가가치액(value-added), ② 연령별 근로자 수 정보가 필요하다. ①을 비롯한 사업체 혹은 기업 단위 재무정보는 국가승인통계는 광업·제조업조사, 기업활동조사 그리고 사업체패널조사(WPS) 등, 민간 사업체 단위 재무데이터는 한국기업데이터 혹은 NICE 신용정보 등이 존재한다. 각각 자료가 장점이 존재하지만, 행정데이터와 결합하지 않고 독립적으로 연령별 근로자 수 정보가 존재하는 자료는 사업체패널조사가 유일하다. 후술하듯이 사업체패널조사가 갖는 한계점이 분명히 존재하지만 본 연구 목적상 해당 한계로 인한 영향이 제한적일 수 있음을 논의할 것이다.

사업체패널조사는 한국노동연구원에서 실시하는 격년(2년) 단위로 전

15) 본 항의 내용은 사업체패널조사(2019) 및 사업체패널조사 공식홈페이지 소개 자료를 요약 및 정리한 것이다. <https://www.kli.re.kr/wps/index.do>(접속일: 2022. 9. 23) 참조.

국 30인 이상 사업체를 모집단으로 1,700여 개 표본 사업체를 층화추출(Stratified sampling)된 표본으로 구성된 조사이다. 2005년부터 1차 조사가 이뤄졌으며, 현재 8차 조사(2019년)까지 이루어졌다. 조사내용은 근로자 현황과 재무 현황을 비롯해 각 담당자가 다음 내용을 응답한다. 인사 담당자는 사업자 특성, 고용현황 및 고용관리, 보상·평가, 인적자원관리 및 작업조직, 인적자원개발, 기업복지 및 사업재해, 공공부문 및 응답자 정보 관련 문항을, 노무관계업무 및 노사협의회 담당자, 노동조합 대표 및 노사협의회 근로자가 노사관계 관련 문항을 답한다. 데이터는 공개데이터이며 사업체패널조사 홈페이지에서 데이터 및 유저가이드 등을 다운받을 수 있다.

표본추출 구조는 다음과 같다. 모집단은 일반사업체는 상용근로자 기준 30인 이상 사업장(단, 농·임업, 어업, 광업 및 일부 사업장 제외), 공공기관은 기획재정부에서 선정한 314개 전체 공공기관 가운데 308개 공공기관과 51개의 지방공기업이다. 표본추출 결과, 일반 사업체는 3,916개소, 공공기관은 359개소가 표집되었다. 표본들은 2004년 12월 말 기준 전국사업체조사 자료이다. 2015년에 표본마모(휴·폐업, 응답 거절 등)를 보완하기 위해 표본 추가가 이뤄졌다. 그 결과, 일반 사업장은 총 13,831개소가 추출되었다.

3. 변수 및 표본선택

CES 생산함수 추정을 위해 다음과 같이 변수를 정의 및 측정하였다. 우선 총근로자 수는 2005년부터 2013년까지 전체 근로자 수(epq1011), 기타 외국인 근로자(epq6005), 간접고용 합계(epq9008)¹⁶⁾, 재택/가내 근로자(epq9903) 그리고 기타근로자(epq9906)의 합으로, 2015년부터 2019년까지 전체 근로자(epq1011)와 간접고용 합계(epq9008)를 합하여 계산하였다. 2015년부터 전체 근로자는 취업비자를 받은 외국인 근로자와 기타 외국인 근로자를 포괄하여 조사한 결과며 재택/가내 근로자와 그 외 기타

16) 간접고용한 관리직, 전문직, 서비스직, 판매직, 생산직, 단순직 근로자 합을 나타낸다.

근로자는 조사하지 않았다.¹⁷⁾

다음으로 청년층 근로자와 고령층 근로자를 측정하였다. 사업체패널조사는 2005년부터 2013년까지는 50세 이상 근로자 수(epq6901)와 30세 미만 근로자 수(epq6902) 정보를, 2015년부터 2019년까지는 만 55세 이상 근로자 수(epq6001)와 만 35세 미만 근로자 수(epq6002)를 보고한다. 기준모형에서는 가능한 모든 표본을 다 활용하기 위해 고령층 근로자를 2005~2013년에는 50세 이상 근로자 수, 2015~2019년에는 만 55세 이상 근로자 수로 측정하였으며 청년층 근로자는 2005~2013년에는 30세 미만 근로자 수로, 2015~2019년에는 만 35세 미만 근로자 수로 측정하였다. 여성 및 남성별 각 연령대 근로자 수는 2007년부터 제공되고 있다.

활용한 재무변수는 다음과 같다.¹⁸⁾ 산출량을 측정하기 위한 종속변수로는 매출액을 활용하였다. 사업체패널조사는 당기 매출액(fpq2001)과 전기 매출액(fpq2002)을 제공하고 있는데, 본 연구는 평탄화를 위해 이 둘 간 평균값으로 활용하였다. 자본은 유형자산(Property, Plant and Equipment, PPE)을 자본으로 측정하였다. 사업체패널조사는 연초 유형자산(fpq4003)과 연말 유형자산(fpq4004) 정보를 제공하고 있기 때문에 이 둘 간의 평균값으로 측정하였다. 매출액은 당기 매출액과 전기 매출액 중 응답하지 않은 경우가 있다면 응답한 값으로, 마찬가지로 자본도 연초 유형자산과 연말 유형자산 중 응답하지 않은 값이 존재하는 경우에는 응답한 값으로 대체하였다.¹⁹⁾ 이외에 사업체에서 관측되는 특성을 통제하기 위해 매출원가(Cost of Goods Sales, COGS, fpq2004)와 판매 및 관리비(판매비, Selling, General and Administrative Expenses, SG&A, fpq2005)를 같이 활용하였다. 매출액, 유형자산, 매출원가 및 판매비 모두 소비자물가지수(Consumer Price Index, CPI)를 활용하여 실질변수로 변환하여 분석하였다. 마지막으로 고용정보는 사업체 단위인 반면에 재무정보는 기업 단위일 수 있기 때문에 사업체패널조사에서 제시하는 방법으로 기업단위 정보를 사업체 단위 정보로 변환하여 활용하였다. 마지막

17) 해당 정의는 김유빈 외(2018)를 참조하였다.

18) 재무변수 정의는 강신혁 외(2021) 및 Kang(2022)와 동일하다.

19) 미응답 자료를 대체하지 않더라도 주요 결과는 동일하게 나옴을 확인하였다.

으로 사업체연혁을 통제변수로 활용하였다.

추정을 위해 다음과 같은 표본선택 제약을 이용하였다. 첫 번째, 청년층 근로자 수와 고령층 근로자 수 모두 최소 1명은 존재하는 경우에 표본으로 포함하였다. 이는 두 세대 간 (불완전) 대체·보완관계를 추정하기 위해서 필요한 제약이다. 두 번째로 매출액, 매출원가 그리고 판매비가 모두 양수인 경우만을 고려하였다.

이와 같은 기준을 적용한 표본들의 기초통계는 다음과 같다.²⁰⁾

<표 4-4> 사업체패널조사(WPS) 2005~2019년 기초통계

사업체패널조사(WPS) 2005~2019년: 기초통계							
	평균값	표준편차	최솟값	최댓값	왜도	첨도	표본수
총근로자 수(명)	148,531.5	510,498.4	23,000.0	33,983,000.0	30.9153	1,564.5120	1,661
청년층 근로자 수(명)	33,077.0	125,770.2	1,000.0	5,928,000.0	24.0676	841.3665	1,661
고령층 근로자 수(명)	17,731.9	63,879.8	1,000.0	4,969,000.0	37.8809	2,470.0600	1,661
실질 매출액(백만원)	91,198.2300	551,211.6000	229.4631	31,000,000.0000	27.6035	1,244.3830	1,267
실질 유형자산(백만원)	41,303.3700	447,031.9000	9.4717	38,700,000.0000	56.2492	4,059.8560	1,161
실질 매출원가(백만원)	79,643.1200	501,910.6000	53.0633	28,900,000.0000	29.4015	1,384.6420	1,197
실질 판매비(백만원)	15,423.9100	81,377.7200	49.2671	2,253,182.0000	13.7130	265.3127	1,140
사업체 연혁(년)	17.2110	13.9545	1.0000	121.0000	1.9418	9.5017	1,661

주: 저자 계산. 실질변수는 모두 소비자물가지수로 정규화하였음. 사업체패널조사에서 제공하는 가중치 활용.

자료: 사업체패널조사(WPS) 2005~2019년, 제1~8차 조사.

4. 추정방법

CES 생산함수에서의 대체탄력성, $ES \sigma = 1/(1 - \rho)$ 를 추정하는 것은 두 가지 방법이 존재한다. 첫째, 제2절에서와 같이 마찰적 요소가 없는 완전경쟁시장 가정과 자본과 특정 연령층 간 추가적인 대체·보완관계를 고려하지 않은 CES 생산함수를 고려하여 상대임금과 상대노동 간 관계를 통해 추정할 수 있다. 둘째, 본 절에서와 같이 사업장 단위 재무

20) 각 차수/연도별 기초통계는 부록의 <부표 1>을 참조할 수 있다.

정보와 고용정보를 활용하여 CES 생산함수를 직접 추정하는 방법이 있다. 전자의 경우, 기본 형태의 CES 생산함수를 추정하는 경우에는 추정이 간단하고 시사점이 분명하다는 점에서 장점이 존재한다. 하지만 이와 같이 집계 시계열 자료를 활용해야 하는 경우에는 많은 경우 임금 자료가 연도별 자료가 많다. 따라서 시계열 기간이 충분히 길지 않은 경우, 엄밀한 추정 및 검정이 어렵다는 단점이 존재한다.²¹⁾

후자의 경우, 본 연구에서와 같이 패널자료까지 활용 가능한 경우에는 상대적으로 더 엄밀한 인과관계 분석이 가능할 수 있다. 하지만 이 경우에도 비선형함수 추정 시 발생하는 수치적 계산이 불안정적일 수 있으며, 추정 모수가 과도하게 많은 경우에는 내생성이 없더라도 모수 식별이 잘 이뤄지지 않을 수 있다. 대안으로는 한국기업데이터(Korea Enterprise Data, KED) 혹은 NICE 신용정보 등의 기업/사업체 단위 재무정보를 고용보험 DB나 국민연금공단 자료 등의 행정자료와 결합하여 근로주-근로자 매칭 데이터(Employer-Employee Matched Data)를 활용하여 제2절과 같은 추정법을 고려할 수 있다. 후술하겠지만 본 절에서 활용하는 사업체패널조사에서는 사업장 단위 인건비는 관측이 되지만 고용된 개별 근로자 임금은 관측되지 않기에 상대임금 정보는 활용할 수 없다. CES 생산함수를 직접 추정하는 경우에는 세대별 임금 정보가 필수적이진 않기 때문에 본 연구에서는 사업체패널조사를 활용한 분석에 집중하였다.

본 절에서와 같이 CES 생산함수에서의 모수를 직접 추정하기 위해 제시되었던 방법은 로그 선형 근사화를 통해 선형 최소자승법(Ordinary Least Square, OLS)을 통해 추정하는 방법이다. Kmenta(1967)는 생산요소가 두 개인 경우, 로그 선형 근사(log linear approximation)를 통해 비선형 CES 생산함수를 선형함수로 추정하는 방법을 제시하였다. 이 경우

21) 부족한 표본 수를 극복할 수 있는 대안으로는 OECD 국가 자료를 같이 활용하여 국가 간 패널자료(cross-country panel data)를 구축하여 추정하는 방법을 고려할 수 있다. 하지만 국가 간 패널자료를 활용하는 경우에는 국가별 고정효과를 통제하여 추정하게 된다. 본 연구의 목적이 한국에서의 세대 간 대체·보완관계를 분석하고자 하는 것이기 때문에, 전 세계에서 평균적인 세대 간 대체탄력성을 추정하는 것보다는 한국에서의 대체탄력성을 추정하는 것이 중요할 수 있다. 이와 같은 이유로 국가 간 패널자료를 활용한 추정은 본 연구에서는 고려하지 않았다.

에는 추정계수를 안정적으로 계산할 수 있지만 후속 연구들에서 밝혀졌듯이 이와 같이 근사시켜서 추정하는 경우에는 ① 생산요소가 3개 이상인 경우에는 선형 근사화가 안되며 ② Thursby and Lovell(1978)이 보였듯이 추정치에 편의가 존재하며 일치추정량(consistent estimator)이 아니라는 한계점이 존재한다.²²⁾

따라서 본 연구에서는 패널데이터의 장점을 살리면서 비선형 추정법을 활용하기 위해 비선형 혼합효과 모형(Nonlinear Mixed-effects model)을 추정하였다. 비선형 추정법은 Henningsen and Henningsen(2012) 등에서 논의되었듯이 수치적 계산이 불안정-수렴하지 않고 발산하는 경우 등 -하고, 사업체의 다른 관측되는 특성을 동시에 통제하기 어렵다. 그렇기 때문에 강신혁 외(2021)와 Kang(2022)에서 하였듯이 2단계 추정법을 통해 가능한 관측 가능 및 불가능한 요소를 통제하여 추정하고자 하였다.

1단계에서는 다음과 같은 선형 패널 고정효과 모형을 추정한다.

$$\log Y_{jt} = X_{jt}'\beta + u_j + \lambda_t + e_{jt}$$

Y_{jt} : 사업체 j 의 t 기 매출액
 X_{jt} : 사업체 j 의 t 기에 관측되는 특성: 매출원가, 판매비, 사업체 연혁, 자본 등
 u_j : 사업체 고정효과
 λ_t : 시간고정효과
 e_{jt} : 오차항, $e_{jt} \sim N(0, \sigma_e^2)$

시간 고정효과는 연령층 구분 기준이 2013년을 기점으로 바뀌었다는 점과 표본기간 중 2009년 금융위기 등을 통제할 수 있게 한다. 추정 결과는 시간 고정효과를 배제한 경우와 포함한 경우, 그리고 표본기간을 나눠서 살펴보았을 때 등을 살펴보았다.²³⁾ 1단계 추정에서 잔차항 \hat{e}_{jt} 은 로그 매출액에서 관측되는 부분 X 와 관측되지 않는 사업체 특성 u 를 통제하고 난 뒤의 산출량에 관한 정보를 담고 있다. 이 잔차항 \hat{e}_{jt} 를 활용하여

22) 정리된 논의는 Henningsen and Henningsen(2012)을 참조하라.

23) 해당 조연을 해주신 박윤수 교수님(숙명여자대학교)과 김정호 교수님(아주대학교) 두 분 심의위원회께 감사의 말씀을 드린다.

다음과 같은 CES 생산함수를 고려한다.

$$\hat{e}_{jt} = \log z + \frac{1}{\rho} \log [\alpha N_{y,jt}^\rho + (1 - \alpha) N_{o,jt}^\rho] + \epsilon_{jt} \quad (3)$$

위 식 (3)을 추정함으로써 대체탄력성 $\hat{\sigma} = 1/(1 - \hat{\rho})$ 을 추정할 수 있다.

마지막 세대 간 대체탄력성을 추정하기 위한 기술적 논의는 청년층 고용 N_y 와 고령층 고용 N_o 의 측정이다. 서술하였듯이 사업체패널조사(WPS)는 2005년부터 2013년까지는 50세 이상 근로자 수와 30세 미만 근로자 수를, 2015년부터 2019년까지는 만 55세 이상 근로자 수와 만 35세 미만 근로자 수를 보고한다. 만약 N_y 를 30세 미만 근로자 수와 만 35세 미만 근로자 수로, N_o 를 50세 이상 근로자 수와 만 55세 이상 근로자 수로 측정하여 식 (1) 혹은 식 (3)을 추정하고자 하면 총근로자 수에서 해당 세대 근로자가 사업체 총고용을 충분히 대표하지 않을 수 있기 때문에 정확한 추정이 어려울 수 있다.²⁴⁾ 따라서 다음 네 가지 변수를 정의하여 CES 생산함수를 추정하였다.

$$\begin{aligned} N_{-y} &= N - N_y \\ N_{-o} &= N - N_o \\ N_m &= N - (N_y + N_o) \\ N_{-m} &= N - N_m \end{aligned}$$

where

N : 총근로자 수, N_y : 30세 및 만 35세 미만 근로자 수,

N_o : 50세 및 만 55세 이상 근로자 수

24) N_y 를 30세 미만 근로자 수와 만 35세 미만 근로자 수로, N_o 를 50세 이상 근로자 수와 만 55세 이상 근로자 수로 측정하여 식 (1) 혹은 식 (3)을 추정하면 수치적으로도 불안정하고 추정된 결과도 경제학적으로 무의한 결과가 나오기에 본 보고서에서는 보고하지 않았다.

5. 추정 결과 1 : 전 기간 표본 분석 결과

이와 같은 정의에 따라 먼저 생산함수에 자본이 없고 고용만 존재한다고 가정한 경우의 CES 생산함수를 추정한 결과를 보고하면 다음과 같다. <표 4-5>는 청년층 고용 N_y 와 그 외 연령층 고용 $N_{-y} = N - N_y$ 간 대체탄력성 $\sigma = 1/(1 - \rho)$ 을 추정한 결과를 보고한다. <표 4-6>은 고령층 고용 N_o 와 그 외 연령층 고용 $N_{-o} = N - N_o$ 간 대체탄력성 $\sigma = 1/(1 - \rho)$ 을 추정한 결과를, <표 4-7>은 중년층 고용 $N_m = N - (N_y + N_o)$ 과 그 외 연령층 고용 간 대체탄력성을 추정한 결과를 나타낸다.

추정 결과는 전반적으로 통제변수들에 대해 강건하지 않다. 또한 시간 고정효과를 통제한 경우와 통제하지 않은 경우 간에 체계적인 차이가 존재함을 보인다. 전자의 경우, 명확한 기준이 존재하지는 않으나 생산함수를 추정함에 있어서 가장 통제할 수 있는 모든 다른 요소를 통제한 모형을 기준결과로 삼고자 한다. 후자의 경우, 본 연구에서는 축약형 모형 분석 특성상 정확한 경제학적 원인을 식별하긴 어렵지만 구조적 충격 존재성에 관하여 논해보았다. 따라서 <표 4-5>~<표 4-7> 기준결과는 개별 사업체 고정효과와 시점 고정효과, 그리고 모든 통제변수를 고려한 모든 요소를 통제한 모형 6에 기반한다. 모형 6과 비교하여 시점 고정효과가 통제되지 않은 모형 2와 주로 비교해 보았다.

<표 4-5> 기준결과(모형 6)는 청년층과 그 외 연령층 간 대체탄력성 추정 결과 $\hat{\sigma} = 1/\widehat{(1 - \rho)} \approx 4.926$ 으로써 시점 간 고정효과를 고려하지 않은 모형2($\hat{\sigma} \approx 2.994$)와 비교하여 시점 고정효과를 통제하면 오히려 대체탄력성이 더 커짐을 보인다. 즉, 청년층 상대임금이 상대적으로 1% 증가하였을 때 그 외 연령층 고용이 상대적으로 시점 고정효과를 통제한 경우에는 약 4.926%, 그렇지 않은 경우에는 약 2.994% 증가한다는 의미이다. 이는 강한 대체관계가 존재함을 의미한다.

전반적으로 시점 간 고정효과를 통제한 경우에는 모형 6과 모형 8, 그리고 모형 7과 모형 9 결과가 유사하다. 통제하지 않은 경우에는 모형 2와 모형 4 결과, 그리고 모형 1, 모형 3과 모형 5 결과가 유사하다. 모형

2와 모형 4는 다른 모형과 비교하여 1단계에서 재무정보를 통제할 때 비용에 해당하는 매출원가와 판매비를 통제했다는 공통점을 가진다. 이는 청년층과 다른 연령층 고용 간 대체탄력성을 추정할 때 비용관련 정보를 통제함이 중요할 수 있음을 시사한다.

더 주목할 만한 부분은 시점 간 고정효과를 통제한 경우와 그렇지 않은 경우, 즉 모형 6과 모형 2 간 차이이다. 후술하듯이, 완전히 강건하지는 않지만 시점 고정효과를 통제한 경우에는 대체적으로 통제하지 않은

<표 4-5> CES 생산함수 추정 : 청년층과 그 외 세대 간 대체탄력성 추정

CES 생산함수: $Y_{jt} = z[\alpha N_{y,jt}^\rho + (1-\alpha)N_{-y,jt}^\rho]^{1/\rho}$									
	모형 1	모형 2	모형 3	모형 4	모형 5	모형 6	모형 7	모형 8	모형 9
시사하는 대체탄력성 $\sigma = 1/(1-\rho)$	1.0212	2.9940	1.4556	2.7624	1.0180	4.9261	1.5848	4.1322	1.0185
대체탄력성 모수 ρ	0.0208 (0.0393)	0.666*** (0.0622)	0.313*** (0.0452)	0.638*** (0.0593)	0.0177 (0.0386)	0.797*** (0.0715)	0.369*** (0.0526)	0.758*** (0.0672)	0.0182 (0.0382)
청년층 기여 정도 모수 α	0.337*** (0.0175)	0.498*** (0.0208)	0.404*** (0.0181)	0.491*** (0.0202)	0.348*** (0.0174)	0.461*** (0.0203)	0.345*** (0.0181)	0.456*** (0.0196)	0.351*** (0.0173)
1단계 자본통제	x	o	o	x	x	o	o	x	x
1단계 매출원가 통제	x	o	x	o	x	o	x	o	x
1단계 판매비 통제	x	o	x	o	x	o	x	o	x
1단계 사업체 연혁 통제	x	o	o	o	o	o	o	o	o
1단계 개별사업체 고정효과 통제	x	o	o	o	o	o	o	o	o
1단계 연도 고정효과 통제	x	x	x	x	x	o	o	o	o
표본수	11,147	10,492	10,945	10,557	11,147	10,492	10,945	10,557	11,147

주: 괄호 안 숫자는 표준오차. *: p<0.05, **: p<0.01, ***: p<0.001. 청년층고용 N_y 는 30세 및 만 35세 미만 근로자 수, 그 외 세대 고용 N_{-y} 는 총근로자 수 N 에서 청년층 근로자 수 N_y 를 뺀 값으로, N_o 는 50세 및 만 55세 이상 근로자 수로, N_m 은 그 외 세대 근로자 수로, N_m 은 중간층 근로자 수로 총근로자 수에서 청년과 고령층 근로자 수를 뺀 값으로, N_m 은 그 외 세대 근로자 수로서 청년층과 고령층 근로자 수의 합으로 측정하였음. 모형 1은 1단계 통제 없이 추정된 경우의 결과를 나타냄. 저자 계산.

자료: 사업체패널조사(WPS) 제1~8차(2005~2019년).

경우보다 대체관계가 약해진다. 이는 구조적 분절(structural break)이 연령별 근로자 그룹별로 이질적으로 발생하였을 수 있음을 시사한다.

<표 4-6>은 고령층과 그 외 연령층 간 대체탄력성이 시간 고정효과를 통제한 경우(모형 6)에는 $\hat{\sigma} = 1/(\widehat{1-\rho}) \approx 0.9935 < 1$, 통제하지 않은 경우(모형 2)에는 $\hat{\sigma} = 1/(\widehat{1-\rho}) \approx 1.0823 > 1$ 임을 나타낸다. 즉, 시간 고정효과를 통제한 경우에는 청년층 경우와는 달리 대체관계가 약해졌음을 시사한다. 또한 <표 4-5>와 유사하게 사업체에서 고령층과 그 외 연령층 간 관계를 이해할 때 비용관련 정보 통제 여부가 중요한 것을 볼 수 있다.

<표 4-6> CES 생산함수 추정 : 고령층과 그 외 세대 간 대체탄력성 추정

CES 생산함수: $Y_{jt} = z[\alpha N_{o,jt}^\rho + (1-\alpha)N_{-o,jt}^\rho]^{1/\rho}$									
	모형 1	모형 2	모형 3	모형 4	모형 5	모형 6	모형 7	모형 8	모형 9
시사하는 대체탄력성 $\sigma = 1/(1-\rho)$.	1.0823	3.3445	1.0409	0.4688	0.9935	1.3298	0.9630	.
대체탄력성 모수 ρ	11.98 (212.9)	0.0760* (0.0341)	0.701*** (0.0810)	0.0393 (0.0336)	-1.133*** (0.381)	-0.00658 (0.0299)	0.248*** (0.0466)	-0.0384 (0.0298)	11.74 (47.07)
고령층 기여정도 모수 α	1.13e-09 (0.000000372)	0.353*** (0.0183)	0.348*** (0.0239)	0.333*** (0.0179)	0.000596 (0.00110)	0.352*** (0.0166)	0.306*** (0.0200)	0.333*** (0.0164)	8.66e-10 (5.92e-08)
1단계 자본통제	x	o	o	x	x	o	o	x	x
1단계 매출원가 통제	x	o	x	o	x	o	x	o	x
1단계 관관비 통제	x	o	x	o	x	o	x	o	x
1단계 사업체 연혁 통제	x	o	o	o	o	o	o	o	o
1단계 개별사업체 고정효과 통제	x	o	o	o	o	o	o	o	o
1단계 연도 고정효과 통제	x	x	x	x	x	o	o	o	o
표본수	11,147	10,492	10,945	10,557	11,147	10,492	10,945	10,557	11,147

주: 괄호 안 숫자는 표준오차. *: $p < 0.05$, **: $p < 0.01$, ***: $p < 0.001$. $\hat{\rho} > 1$ 인 경우에는 시사하는 대체탄력성을 보고하지 않았음. 청년층 고용 N_y 는 30세 및 만 35세 미만 근로자 수, 그 외 세대 고용 N_{-y} 는 총근로자 수 N 에서 청년층 근로자 수 N_y 를 뺀 값으로, N_o 는 50세 및 만 55세 이상 근로자 수로, N_{-o} 는 그 외 세대 근로자 수로, N_m 은 중간층 근로자 수로 총근로자 수에서 청년층과 고령층 근로자 수를 뺀 값으로, N_{-m} 은 그 외 세대 근로자 수로서 청년층과 고령층 근로자 수의 합으로 측정하였음. 모형 1은 1단계 통제 없이 추정된 경우의 결과를 나타냄. 저자 계산.

자료: 사업체패널조사(WPS) 제1~8차(2005~2019년).

<표 4-5>와 비교하면 고령층과 그 외 연령층 간에는 질적으로는 대체 관계가 존재하긴 하지만 청년층 경우보다는 대체관계가 강하지 않을 수 있음을 시사한다. 이런 비대칭성을 이해하기 위하여 중년층(청년층과 고령층을 제외한 나머지 연령집단)과 그 외 연령층 간 대체탄력성을 보고 하는 <표 4-7>을 같이 살펴본다.

<표 4-7>은 중년층 고용과 그 외 고용 간 대체탄력성이 시간 고정효과를 통제한 경우(모형 6)에는 $\sigma = 1/(1-\rho) \approx 3.8168$, 개별 사업체 고정효과만 통제한 경우(모형 2)에서는 $\sigma = 1/(1-\rho) \approx 5.952$ 로서 <표

<표 4-7> CES 생산함수 추정 : 중년층과 그 외 연령층 간 대체탄력성

CES 생산함수: $Y_{jt} = z[\alpha N_{o,jt}^\rho + (1-\alpha)N_{-o,jt}^\rho]^{1/\rho}$									
	모형 1	모형 2	모형 3	모형 4	모형 5	모형 6	모형 7	모형 8	모형 9
시사하는 대체탄력성 $\sigma = 1/(1-\rho)$.	5.952	.	5.181	.	3.8168	83.3333	3.6101	.
대체탄력성 모수 ρ	1.777*** (0.228)	0.832*** (0.0704)	1.167*** (0.107)	0.807*** (0.0667)	1.854*** (0.246)	0.738*** (0.0559)	0.988*** (0.0843)	0.723*** (0.0538)	1.625*** (0.192)
중년층이 기여하는 정도 α	0.815*** (0.0259)	0.364*** (0.0141)	0.527*** (0.0166)	0.371*** (0.0136)	0.819*** (0.0267)	0.389*** (0.0122)	0.564*** (0.0154)	0.394*** (0.0119)	0.794*** (0.0239)
1단계 자본통제	x	o	o	x	x	o	o	x	x
1단계 매출원가 통제	x	o	x	o	x	o	x	o	x
1단계 판매비 통제	x	o	x	o	x	o	x	o	x
1단계 사업체 연혁 통제	x	o	o	o	o	o	o	o	o
1단계 개별사업체 고정효과 통제	x	o	o	o	o	o	o	o	o
1단계 연도 고정효과 통제	x	x	x	x	x	o	o	o	o
표본수	11,147	10,492	10,945	10,557	11,147	10,492	10,945	10,557	11,147

주: 괄호 안 숫자는 표준오차. *: p<0.05, **: p<0.01, ***: p<0.001. $\hat{\rho} > 1$ 인 경우에는 시사하는 대체탄력성을 보고하지 않았음. 청년층 고용 N_y 는 30세 및 만 35세 미만 근로자 수, 그 외 세대 고용 N_{-y} 는 총근로자 수 N 에서 청년층 근로자 수 N_y 를 뺀 값으로, N_o 는 50세 및 만 55세 이상 근로자 수로, N_{-o} 는 그 외 세대 근로자 수로, N_m 은 중간층 근로자 수로 총근로자 수에서 청년과 고령층 근로자 수를 뺀 값으로, N_{-m} 은 그 외 세대 근로자 수로서 청년층과 고령층 근로자 수의 합으로 측정하였음. 모형 1은 1단계 통제 없이 추정된 경우의 결과를 나타냄. 저자 계산.

자료: 사업체패널조사(WPS) 제1~8차(2005~2019년).

4-6>과 비교하여 상대적으로 높은 것을 보인다. 이는 ① 시간 고정효과를 통제한 경우에는 대체관계가 약해지며 ② 청년층과 중년층 고용이 고령층에 비하여 상대임금 변화에 대해 민감할 수 있음을 의미한다.

가용한 모든 연령집단을 다 고려한 추정 결과 <표 4-8>과 <표 4-9>(기준결과는 모형 4)는 중년층과 고령층 간 대체탄력성이 청년층과 고령층 혹은 청년층과 중년층 간 대체탄력성보다 더 클 수 있음을 시사한다.

<표 4-8> CES 생산함수 추정 : 전 세대 간 대체탄력성 추정 1

CES 생산함수 $Y_{jt} = z \left[\phi (\lambda N_{m,jt}^\gamma + (1-\lambda) N_{y,jt}^\gamma)^{\rho/\gamma} + (1-\phi) N_{o,jt}^\rho \right]^{1/\rho}$						
	모형 1	모형 2	모형 3	모형 4	모형 5	모형 6
고령층과 그 외 세대 간 대체탄력성 $\sigma_{o,ym} = 1/(1-\rho)$	0.970	2.445	0.940	1.7825	3.7453	1.7606
청년층과 중년층 간 대체탄력성 $\sigma_{y,m} = 1/(1-\gamma)$	5.682	3.891	5.556	1.0936	1.5291	1.0716
고령층과 그 외 세대 간 대체탄력성 모수 ρ	-0.0308 (0.0341)	0.591*** (0.0698)	-0.0639 (0.0338)	0.0856* (0.0377)	0.346*** (0.0530)	0.0668 (0.0364)
청년과 중년층 간 대체탄력성 모수 γ	0.824*** (0.0855)	0.743*** (0.0627)	0.820*** (0.0834)	0.439*** (0.0357)	0.733*** (0.0673)	0.432*** (0.0348)
1단계 자본통제	○	○	×	○	○	×
1단계 매출원가 통제	○	×	○	○	×	○
1단계 관관비 통제	○	×	○	○	×	○
1단계 사업체 연혁 통제	○	○	○	○	○	○
1단계 개별사업체 고정효과 통제	○	○	○	○	○	○
1단계 연도 고정효과 통제	×	×	×	○	○	○
표본수	10,492	10,945	10,557	10492	10945	10557

주: 괄호 안 숫자는 표준오차. *: $p < 0.05$, **: $p < 0.01$, ***: $p < 0.001$. $\hat{\rho} > 1$ 또는 $\hat{\gamma} > 1$ 인 경우에는 시사하는 대체탄력성을 보고하지 않았음. 청년층고용 N_y 는 30세 및 만 35세 미만 근로자 수, 그 외 세대 고용 N_m 는 총근로자 수 N 에서 청년층 근로자 수 N_y 를 뺀 값으로, N_o 는 50세 및 만 55세 이상 근로자 수로, N_o 는 그 외 세대 근로자 수로, N_m 은 중간층 근로자 수로 총근로자 수에서 청년과 고령층 근로자 수를 뺀 값으로, N_m 은 그 외 세대 근로자 수로서 청년층과 고령층 근로자 수의 합으로 측정하였음. 모형 1은 1단계 통제 없이 추정된 경우의 결과를 나타냄. 다른 모수 추정결과는 요청시 바로 제공 가능. 저자 계산.

자료: 사업체패널조사(WPS) 제1~8차(2005~2019년).

<표 4-9> CES 생산함수 추정 : 전 세대 간 대체탄력성 추정 2

$$CES \text{ 생산함수 } Y_{jt} = z \left[\phi (\lambda N_{m,jt}^\gamma + (1-\lambda) N_{o,jt}^\gamma)^\rho / \gamma + (1-\phi) N_{y,jt}^\rho \right]^{1/\rho}$$

	모형 1	모형 2	모형 3	모형 4	모형 5	모형 6
청년과 그 외 세대 간 대체탄력성 $\sigma_{o,ym} = 1/(1-\rho)$	1.115	1.449	1.094	0.9362	1.3870	0.9091
증장년과 고령층 간 대체탄력성 $\sigma_{y,m} = 1/(1-\gamma)$	2.024	.	1.969	10.7527	5.6818	10.6383
청년과 그 외 세대간 대체탄력성 모수 ρ	0.103** (0.0385)	0.310*** (0.0484)	0.0856* (0.0373)	-0.0682* (0.0307)	0.279*** (0.0466)	-0.100** (0.0307)
증장년과 고령층 간 대체탄력성 모수 γ	0.506*** (0.0470)	1.396*** (0.196)	0.492*** (0.0451)	0.907*** (0.0923)	0.824*** (0.0772)	0.906*** (0.0902)
1단계 자본통제	○	○	×	○	○	×
1단계 매출원가 통제	○	×	○	○	×	○
1단계 판매비 통제	○	×	○	○	×	○
1단계 사업체 연혁 통제	○	○	○	○	○	○
1단계 개별사업체 고정효과 통제	○	○	○	○	○	○
1단계 연도 고정효과 통제	×	×	×	○	○	○
표본수	10,492	10,945	10,557	10,492	10,945	10,557

주: 괄호 안 숫자는 표준오차. *: p<0.05, **: p<0.01, ***: p<0.001. $\hat{\rho} > 1$ 또는 $\hat{\gamma} > 1$ 인 경우에는 시사하는 대체탄력성을 보고하지 않았음. 청년층 고용 N_y 는 30세 및 만 35세 미만 근로자 수, 그 외 세대 고용 N_o 는 총근로자 수 N 에서 청년층 근로자 수 N_y 를 뺀 값으로, N_o 는 50세 및 만 55세 이상 근로자 수로, N_o 는 그 외 세대 근로자 수로, N_m 은 중간층 근로자 수로 총근로자 수에서 청년과 고령층 근로자 수를 뺀 값으로, N_m 은 그 외 세대 근로자 수로서 청년층과 고령층 근로자 수의 합으로 측정하였음. 모형 1은 1단계 통제 없이 추정된 경우의 결과를 나타냄. 다른 모수 추정결과는 요청시 바로 제공 가능. 저자 계산. 자료: 사업체패널조사(WPS) 제1~8차(2005~2019년).

즉, <표 4-8>에서 또한 고령층 고용은 다른 연령층에 비하여 상대적으로 대체탄력성이 크지 않을 수 있음을 시사한다. 또한 전반적으로 시간 고정효과를 통제한 경우(모형 4)와 그렇지 않은 경우(모형 1)를 비교하였을 때, 시간 고정효과를 통제하였을 때 대체탄력성이 작아지는 것을 확인

할 수 있다.

6. 추정 결과 2 : 구조적 변화 검정

앞선 결과들은 시간 고정효과를 통제하였을 때, 완전히 강건하다고 할 수는 없지만 그렇지 않았던 경우보다 대체관계 정도가 전반적으로 약해짐을 나타내었다. 어떤 경제학적 이유에서 비롯된 것인지는 본 연구에서는 정확히 식별하기 어렵다. 그 대신, 본 연구는 2005~2019년 표본 기간 동안 구조적 변화(structural change) 존재 가능성에 관하여 살펴보았다.

유추할 수 있는 구조적 변화 기점은 ① 금융위기(WPS 표본 시점 2009년) 전후 혹은 ② WPS에서 연령그룹 기준이 바뀐 2013년 전후 이 두 가지 중 하나일 수 있다. 본 보고서에서는 ② 추정 결과가 ① 추정 결과와 비교하여 상대적으로 더 안정적이라는 측면과 금융위기 이후 노동시장에 구조적 변화가 존재하였다는 측면에서 ① 결과만을 보고한다. <표 4-10>은 2005~2007년 표본에서의 대체탄력성 추정 결과와 2009~2019년 표본에서의 대체탄력성 추정 결과를 시간 고정효과를 통제한 경우와 통제하지 않은 경우로 구분하여 보고하였다.

<표 4-10> 결과는 2009년 금융위기 전후로 표본을 나누어서 추정하였을 때 시간 고정효과 통제 여부와 상관없이 추정 결과가 모두 유사하다는 것을 보인다. 또한 <표 4-5>와 비교하였을 때 청년층과 그 외 연령층 간에는 시간 고정효과를 통제하였을 때 커진 대체관계 정도(2.994 → 4.9261)는 <표 4-10>에서의 2009년 이전에서 2009년 이후로의 변화 정도(2.2422 → 4.4053) 추정 결과와 유사하다는 것을 알 수 있다. <표 4-6>과 비교하면 고령층과 그 외 연령층 간 대체관계가 시간 고정효과를 통제하였을 때 작아진 대체관계 정도(1.0823 → 0.9935)가 2009년 이후와 이전 간 차이(1.0983 → 0.8811)와 유사하다. 중년층과 그 외 집단 간의 경우에는 상대적으로 더 큰 차이가 있다. 그럼에도 불구하고, <표 4-7>과 비교하면 중년층과 그 외 연령층 간 대체관계가 시간 고정효과를 통제하였을 때 작아진 대체관계 정도(5.952 → 3.8168)가 2009년 이후와 이전 간 차이(5.6497 → 2.7778)는 유사한 행태를 보인다.

즉, 2009년 이전과 이후를 따로 추정한 결과는 시간 고정효과 통제 여부
 에 따른 추정 결과와 일치하기 때문에 2009년 이전과 이후로 연령집단
 별 대체관계 정도가 상대적으로 커졌을 가능성을 시사한다. 2009년 이후
 에 대체탄력성이 커진 이유를 정확히 식별하는 것은 본 연구의 범위를
 넘어서지만 관련된 현황을 논의하면 다음과 같다. 우선 금융위기로 인한
 경제 전반적 구조적 변화가 원인일 수 있다. 또는 경제성장이 상대적으로
 둔세상태에 가까워지면서 성장률이 높을 때는 전반적인 고용이 같이 성
 장하였지만 성장률이 완만해지고 각 직무별 업무가 세분화되면서 연령집

<표 4-10> 구조적 변화 검정 : <표 4-6>~<표 4-7> 2009년 이전과 이후 기간별로 재추정

구조적 변화 검정 : <표 4-6>~<표 4-7> 2009년 이전과 이후 기간별로 재추정				
	청년층과 그 외. 시간 고정효과 통제시		청년층과 그 외. 시간 고정효과 부재시	
	2005~2007년	2009~2019년	2005~2007년	2009~2019년
시사하는 대체탄력성 $\sigma = 1/(1-\rho)$	2.2422	4.4053	2.1505	3.4014
대체탄력성 모수 ρ	0.554*** (0.115)	0.773*** (0.0768)	0.535*** (0.114)	0.706*** (0.0720)
	고령층과 그 외. 시간 고정효과 통제시		고령층과 그 외. 시간 고정효과 부재시	
	2005~2007년	2009~2019년	2005~2007년	2009~2019년
시사하는 대체탄력성 $\sigma = 1/(1-\rho)$	0.8811	1.0983	0.9244	1.1534
대체탄력성 모수 ρ	-0.135 (0.0732)	0.0895* (0.0358)	-0.0818 (0.0806)	0.133*** (0.0386)
	중년층과 그 외. 시간 고정효과 통제시		중년층과 그 외. 시간 고정효과 부재시	
	2005~2007년	2009~2019년	2005~2007년	2009~2019년
시사하는 대체탄력성 $\sigma = 1/(1-\rho)$	2.7778	5.6497	3.3784	7.7519
대체탄력성 모수 ρ	0.640*** (0.112)	0.823*** (0.0710)	0.704*** (0.132)	0.871*** (0.0792)

주: 괄호 안 숫자는 표준오차. *: p<0.05, **: p<0.01, ***: p<0.001. 1단계에서 모
 든 관측 가능한 변수 통제 및 개별·시간 고정효과 통제. 저자 계산.
 자료: 사업체패널조사(WPS) 제1~8차(2005~2019년).

단 간 대체탄력성이 높아졌을 수 있다. Pugsley and Şahin(2019), 김정호·최경수(2018), 신동한·전현배(2022) 등이 보인 바와 같이 차츰 침체되는 기업동학과 연령별 고용 간 관계도 중요할 수 있을 수 있지만 명확한 관계를 규명하긴 현재로서는 어렵다. 제도적 변화 역시 중요할 수 있지만 어느 특정 제도를 구체적으로 식별하기 어렵기에 추후에 후속 연구에서 다뤄질 수 있길 기대한다.²⁵⁾

제4절 소 결

본 연구에서는 집계 시계열 자료 및 사업체패널조사(WPS)를 활용하여 거시적 단위와 미시적 단위 모두에서 세대 간 대체·보완관계를 분석하고자 하였다. 분석 결과, 거시 단위와 미시 단위 모두에서 세대 간 고용에 약한 대체관계가 존재한다고 할 수 있었으나 그 결과가 강건하진 않았다. 또한 표본기간을 기준으로, 2009년 전후로 구조적 변화로 인해 연령집단별 대체관계가 변화하였을 수 있음을 시사한다. 만약 후속연구를 통해 두 세대 간에 정말로 대체관계가 존재하는 것이 밝혀진다면, 저출산·고령화 등으로 인해 청년 상대 노동공급이 감소하여 청년 상대임금이 증가하게 되는 경우, 청년 상대임금이 증가하게 된 정도보다 더 고령층 고용이 증가할 수 있음을 시사한다.²⁶⁾

본 연구 결과는 다음과 같은 시사점을 갖는다. 첫째, 추정된 청년층 고용과 그 외 연령층 고용 간 대체탄력성 크기는 청년층 고용에 따른 상대적인 인건비를 줄여줄 수 있는 정책이 보완관계일 때보다 청년층 고용에

25) 참고문헌과 관련될 수 있는 제도에 관해 조언해 주신 김정호 교수님(아주대학교)과 박윤수 교수님(숙명여자대학교)께 깊은 감사의 말씀을 드린다.

26) 해외문헌 결과에서도 그렇듯이, 한국 기존연구 결과도 대치되는 결과들이 존재한다. 안주엽(2011)은 청년층과 고령층 간 보완관계가 존재할 수 있음을 보였으며, 간접적이지만 강창희·정혁(2022) 분석 결과는 청년세대가 상대적으로 더 많이 보유한 노동 스톡과 중장년 및 고령세대가 상대적으로 더 많이 보유한 경험 스톡 간 보완관계가 존재함을 보였다.

더 크게 도움이 될 수 있음을 시사한다. 그렇기에 정부가 수행하여 왔던 청년채용특별장려금 혹은 청년내일채움공제 등 중소기업의 청년 대상 인건비를 보조하는 정책은 도움이 될 수 있다. 둘째, 불완전 대체관계를 보임으로써 앞으로 인구구조 변화로 인한 연령별 고용비율의 변화는 청년층 고용과 상대임금 모두에 영향을 줄 것임을 보였다. 이는 정혁·강창희(2022), Jeong, Kim and Manovskii(2015) 등에서 노동과 경험자본 간 (불완전) 보완관계는 인구구조 변화로 인한 상대요소 변화가 총합이 그대로 유지되어도 성장과 분배 모두에 영향을 줄 것이라는 식견에 기반한다. 추가적으로 효율성 측면에서, 청년층과 다른 연령층 고용 간에 대체관계가 존재한다는 것은 인구구조 변화 등으로 인해 어느 한 연령층의 공급이 변화하였을 때 다른 연령층이 해당 변화를 완충할 수 있음을 시사한다. 더 구체적인 논의는 구조모형을 통한 반사실적 분석 혹은 정책실험 등을 통해 이뤄질 수 있을 것이며, 본 연구 추정 결과는 해당 분석을 위한 구조모형 캘리브레이션에 도움이 될 수 있다. 본 장에서 수행한 축약형 분석 결과를 바탕으로 더 엄밀한 추정치 도출 및 구조모형 분석이 이루어질 수 있을 것으로 기대한다.

제5장 결론

제1절 연구 결과 요약

본 연구에서 제시된 핵심 연구 결과를 요약하면 다음과 같다.

우선 제2장에서 세대 간 고용대체 관계와 관련된 국내외 선행연구를 수집하여 면밀히 검토하였다. 이를 위해 연령층별 고용조정 및 변동과 관련하여 국내외에서 진행되어 온 이론적·실증적 논의들을 요약하여 정리함으로써, 이후 제3장과 제4장에서 수행되는 실증분석의 토대를 제공하였다.

다음으로 제3장에서는 사업체패널조사 자료를 사용하여 중고령층과 청년층 간 고용대체 관계 존재 여부를 직관적인 축약형 모형 분석을 통해 살펴보았다. 그 결과 2015~2019년 사이 55세 이상 중고령층과 35세 미만 청년층 간 고용대체 관계 존재 가능성을 시사하는 결과가 도출되었다. 연령대 설정 기준이 50세 이상과 30세 미만으로 이후 시기와 다른 사업체패널조사 이전 차수 자료를 통해 2005~2013년 사이 고용대체 관계를 분석하여 비교해 보면, 2010년대 초반 이전보다 2010년대 중반 이후 고용대체 관계가 좀 더 명확해진 것으로 나타난다. 그에 더해 2008년 전후로 세대 간 고용대체 관계에 구조적 변화가 있었는지 살펴보기 위해 2005~2007년 자료와 2009~2019년 자료를 각각 분석하여 그 결과를 비교한 결과, 2008년 이전에는 세대 간 고용대체 혹은 보완 관계에 대한 판

단 근거가 명확하지 않았던 것과 비교하여 2008년 이후로는 세대 간 고용대체 관계가 뚜렷해진 것으로 분석된다. 더불어 다양한 세부 대상 및 표본에 대한 분석에서도 세대 간 고용이 보완관계를 갖는다고 볼 근거는 나타나지 않고 있다. 반면 다수 세부 대상 및 표본에서 세대 간 고용대체 관계를 시사하는 분석 결과가 도출되었다.

다음으로 제4장에서는 앞서 제3장에서 세대별 고용인원 혹은 비중 간 관계를 들여다보는 직관적인 분석 대신, 세대별 대체탄력성 개념에 초점을 맞추어 세대 간 대체·보완관계를 분석하면서 분석집계 시계열 자료를 사용한 거시 단위 분석 및 사업체패널조사 자료를 활용한 미시 단위 분석을 병행하였다. 이러한 대체탄력성 분석 결과, 거시 및 미시 단위 분석 모두에서 세대 간 고용에 약한 대체관계가 존재함을 시사하는 결과를 도출할 수 있었으나 강건성이 높진 않았다. 또한 분석 대상 기간에 있어 2009년 이전 대비 이후 시기에 구조적 변화로 인해 연령대별 대체관계가 상대적으로 강해졌을 가능성을 시사하는 결과가 도출되었다.

제2절 향후 세대 간 고용대체 관계 전망 및 정책 시사점

1. 향후 한국의 인구구조 변화를 반영한 세대 간 고용대체 관계 전망

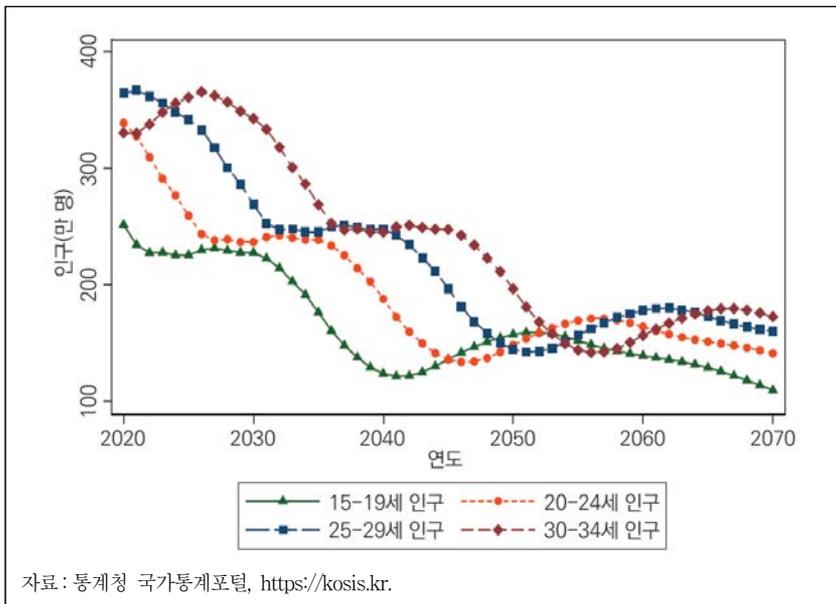
본 연구에서 제시된 분석 결과는 최근 자료라 하더라도 결국 과거 자료를 사용하여 도출된 것이다. 즉 본 연구 결과를 바탕으로 정책 시사점을 기초적인 수준에서나마 의미 있게 제시하기 위해서는, 향후 한국의 인구구조 변화가 어떤 양상을 보일지 먼저 검토할 필요가 있다. 이를 바탕으로 향후 5년 정도의 기간 동안 세대 간 고용대체 관계가 어떠할지 전망하여, 이를 바탕으로 정책 시사점을 제시하기로 한다.

[그림 5-1]은 통계청 국가통계포털에 제시된 통계청의 ‘장래인구추계’를 중위 추계 기준으로 청년층의 세부 연령대별로 나누어 2020년부터

2070년도 예측치까지 그래프로 나타낸 것이다. 이때 다른 세부 연령대의 경우 2020년 혹은 2021년 이후부터 해당 연령대 인구가 상당 기간 꾸준히 감소할 것으로 예측되는 반면, 30~34세 인구의 경우 2026년까지 증가하다 2027년에 이르러서야 감소세로 전환될 것으로 예측되고 있다. 즉 청년층 전체로 보면 향후 수년간 인구구조 변화에 있어 별 문제가 없어 보일 수 있으나, 실제로는 한국 특유의 현실을 반영하여 주요 정책적 배려 대상으로 여겨지는 30대 초반 연령대의 경우 향후 수년에 걸쳐 지속적으로 인구가 늘어날 것으로 전망됨을 눈여겨볼 필요가 있다.

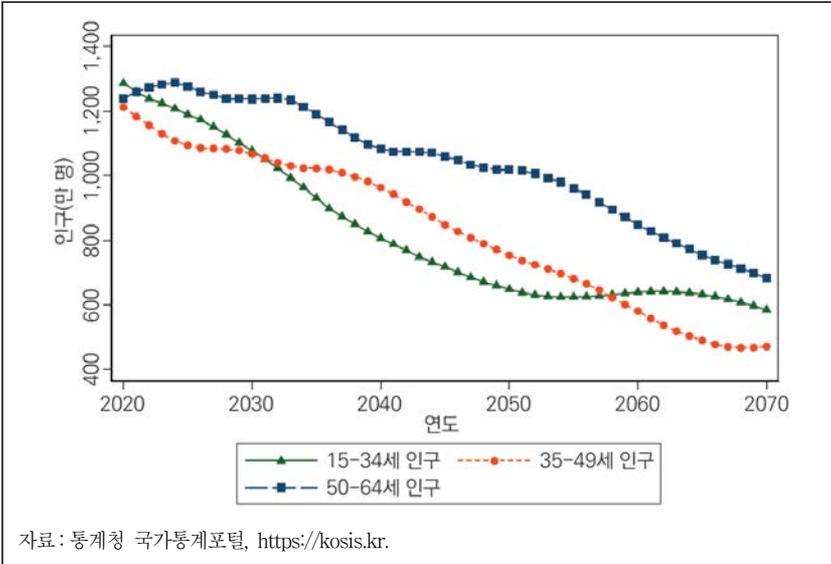
한편 [그림 5-2]는 본 연구에서 주목한 중고령층 연령대에 해당하는 50~64세 인구가 다른 연령대 인구 대비 향후 어떻게 변화할 것으로 예측되는지에 대해, 역시 통계청 국가통계포털상의 통계청 ‘장래인구추계’를 중위 추계 기준으로 그래프로 나타낸 것이다. 그에 따르면 한국의 50~64세 인구는 향후 2024년까지 증가하고 2025년에 이르러 감소세로 돌아서는 것으로 예측되고 있다.

[그림 5-1] 청년층 연령대별 인구 변화 전망(2020~2070년)



자료: 김세욱·권오성(2022), p.163 [그림 6-1].

[그림 5-2] 생산연령인구 연령대별 인구 변화 전망(2020~2070년)



자료: 김세음·권오성(2022), p.165 [그림 6-3].

즉 향후 최소 몇 년간은 30대 초반 청년층 인가와 50~64세 중고령층 인구가 동시에 증가하는 양상이 나타날 것으로 전망된다. 더불어 본 연구의 제3장과 제4장 분석 결과, 최근 수년간 청년층과 중고령층 세대 간 고용대체 관계가 일정 수준 존재해왔을 가능성이 제시된 바 있다. 따라서 향후 몇 년 동안 기존의 세대 간 고용대체 관계가 특별히 더 강해지지는 않더라도 최소한 그다지 약해지지는 않을 가능성이 높은 것으로 전망해 볼 수 있다. 이러한 전망은 세대 간 일자리 공존과 관련하여 영향을 미칠 가능성이 있는 정책을 수립하고 시행하는 데 있어 특히 향후 몇 년간에는 각별한 주의를 기울일 필요가 있음을 시사하고 있다.

2. 정책 시사점

앞에서 살펴본, 향후 예측되는 한국의 인구구조 변화 및 본 연구에서 수행한 실증분석 결과를 종합하여 다음과 같은 정책 시사점을 도출할 수 있다.

먼저 제3장의 분석 결과를 바탕으로 논의해보면, 2010년대 중반 이후 시기 청년층과 중고령층 간 고용대체 관계가 존재할 가능성이 높은 것으로 나타나므로 추가적인 정년연장 등 세대 간 고용에 대해 직접적인 영향을 미치는 정책의 경우 좀 더 면밀한 검토를 거쳐 차분하게 추진하는 것이 바람직할 것으로 판단된다.

대통령직 인수위원회의 기획위원회 산하 ‘인구와 미래전략 TF’에서 2022년 5월 1일에 발표한 새로운 인구전략에 노동시장 내 세대 간 공존이 가능한 시스템 구축을 위해 청년세대와의 공존을 고려한 정년연장을 시행하겠다는 방침이 포함된 바 있다. 이러한 방침이 실현되기 위해서는 앞서 살펴보았듯 향후 수년간 예측되는 한국의 인구구조 변화 양상을 감안하여 당장 추가적인 정년연장을 실시하겠다는 접근보다, 어느 시점부터 본격적인 추가 정년연장 시행이 가능할지 면밀히 따져 차근차근 준비해나가는 접근이 바람직할 것이다.²⁷⁾ 특히 2013년 법 개정 이후 2016년부터 시행되기 시작한 60세 정년연장이 청년층 고용에 미친 영향에 대해 부정적인 결론을 내린 선행연구가 존재하기 때문에, 더더욱 조심스런 접근이 필요하다 하겠다.²⁸⁾

다음으로 제4장의 대체탄력성 추정 결과 도출된 세대 간 고용대체 관계 존재 가능성을 토대로 할 때, 세대 간 고용이 보완 관계를 갖는 경우 대비 청년층 고용에 따른 상대적인 인건비를 줄여줄 수 있는 정책이 청년층 일자리 창출에 더욱 큰 도움을 줄 수 있는 것으로 볼 수 있다. 예를 들어 최근 수년간 정부가 시행하여 왔던 청년추가고용장려금 및 청년내일채움공제 등 중소기업의 청년 대상 인건비를 보조하는 사업이 청년고

27) 실제 해당 TF의 조영태 자문위원장이 발표 직후 특정 언론과의 인터뷰에서 “지금 당장은 정년을 연장하기 쉽지 않다”, “2030년대에 들어서면 청년층의 반발이 어느 정도 해소될 것으로 예상되는 만큼 정책 집행 시기를 잘 조율하는 것이 중요하다”, “연공서열이 획기적으로 약화될 수만 있다면 2030년대 안에 정년을 65세까지 늘릴 수 있다고 생각한다”라고 발언한 것으로 보도된 바 있다(한국경제, 『“이러다 노동인구 핑크”... 인수위, 연금개혁 이어 정년연장 군불』, 2022. 5. 2).

28) 예를 들어 한요셉(2019)은 고용보험DB 2013년 1분기~2019년 1분기 원자료로부터 사업체 단위 패널 데이터를 구축하여 제도 변화로부터 예측되는 중고령층 고용과 실제 청년 고용 간 관계를 추정하였다. 그 결과 한요셉(2019)은 정년 연장 대상이 1명 증가할 때 청년고용은 0.2명 줄어드는 관계가 나타남을 보였다.

용 확대에 기여해왔고 앞으로도 상당히 기여할 가능성이 있다. 따라서 이러한 청년층 대상 고용장려금 사업에 대해 무조건 부정적 인식을 갖고 그 시행 범위 및 규모를 최소화하는 데만 집중하기보다, 기존 사업의 문제점을 보완하면서 앞서 살펴보았듯 인구구조상의 문제점이 지속될 것으로 예상되는 향후 수년간에 걸쳐서는 꾸준히 시행하는 것이 바람직할 것으로 판단한다.

제3장에서 수행된 세대별 고용인원 및 비중 간 관계에 대한 직관적인 분석과 제4장에서 수행된 세대 간 대체탄력성을 추정한 분석 결과 모두를 종합할 때, 최근 시기에 청년층 및 중고령층 세대 간 고용보완 관계가 존재할 가능성은 사실상 거의 없다고 보아도 무방하고, 대체관계일 가능성이 높다고 보아야 할 것이다. 이는 2010년대 초반 이전 수행된 선행연구에서 도출된 바 있는 세대 간 고용 관련 낙관적 전망이 더 이상 현 시기에는 부합하지 않을 가능성이 높음을 시사한다. 이처럼 변화한 시대 상황에 맞는 고용정책의 수립 및 시행이 절실하다 하겠다.

제3절 맺음말

청년층 일자리와 중고령층 일자리 중 어느 쪽이 더 중요하고 덜 중요함을 논하는 것은 무의미한 일이다. 연령대와 관계없이 모두가 소중한 대한민국의 국민들이고, 각자 처한 어려움의 성격에 따른 맞춤형 일자리 정책 지원을 정부로부터 받을 권리를 갖는다는 데 대해 어느 누구도 이의를 제기할 수 없을 것이다.

다만 현재 청년층이 노동시장에서 겪고 있는 어려움이 별 다른 개선 없이 지속되는 경우 궁극적으로 이들이 중고령층 연령대에 도달했을 때 나타나게 될 장기적 영향까지 감안한 정책 시행이 필요해 보인다. 즉 현재 청년층에 대한 선제적이고 적극적인 정책적 개입을 통해 정부가 청년층 일자리 확대에 최우선 정책 목표를 둘 경우, 이러한 적극적 개입이 없는 시나리오 대비 청년층이 향후 중고령 연령대에 도달한 후 겪는 노동

시장에서의 어려움은 줄어들 가능성이 높을 것으로 판단된다.²⁹⁾

특히 65세 추가 정년연장처럼 현재 중고령층 근로자 중에서도 일부만이 그 혜택을 누리면서 청년층 고용에는 부정적 영향이 나타날 개연성이 높은 제도 변화의 경우, 향후 추진 과정에서 면밀한 주의를 기울일 필요성이 높다 하겠다. 현재 중고령층 근로자 중 취약계층에 대한 세심한 정책적 배려와 더불어, 고용정책상 최우선 순위를 현재 청년층에 둬으로써 현재의 청년 일자리 문제와 미래 중고령 일자리 문제를 동시에 해결해나가는 장기적 안목이 절실한 시점이다.

29) 청년층에 대한 선제적 고용정책 실시가 이들이 중고령층에 도달한 후 일자리 상황에 어떤 영향을 미치는지에 대한 선행연구를 검색하였으나 찾을 수 없었다. 다만 노동시장 진입기에 경제위기 등의 이유로 인해 어려움을 겪은 청년들이 시일이 지난 후에도 노동시장에서 일자리의 양과 질 모두 열악한 상황을 겪게 됨을 보인 선행연구(남재량, 2021; 한요셉, 2017) 결과를 감안하면, 현재 청년층에 대한 선제적 정책 개입이 향후 이들이 나이가 든 후 고용 상황에 긍정적 영향을 미칠 개연성은 충분히 보인다.

참고문헌

- 강신혁·김문정·안종석·홍민기(2021), 『조세 및 사회보험제도가 고용 형태 선택에 미치는 영향 분석』, 고용노동부·한국노동연구원.
- 강창희·정혁(2022), 『인구구조 변화와 성장과 불평등의 구조적 이론에 대한 실증분석과 정책제언』, 서울대학교 금융경제연구원 세미나 발표자료.
- 관계부처 합동(2022), 『제4기 인구정책TF 주요 분야 및 논의방향』.
- 김대일(2011), 『근로자 저축유인과 정년연장의 경제적 효과』, 『노동경제 논집』 33(3), pp.1~23.
- 김대일(2021), 『정년 연장의 고용효과』, 『노동경제논집』 44(2), pp.1~31.
- 김선빈·한종석·홍재화(2021), 『여성경제활동을 통한 저출산고령화 경제적 충격 대응』, 『경제학연구』, pp.133~177.
- 김선빈·한종석·홍재화(2022), 『외국인 인력 활용의 거시경제 효과 분석』, Working Paper.
- 김세움·권오성(2022), 『청년고용촉진 특별법 개선방안 연구』, 고용노동부 정책연구 용역보고서.
- 김유빈 외(2015), 『중소기업 기술개발제품 우선구매제도 고용영향평가 연구』, 한국노동연구원.
- 김유빈·김정우·송민수·김기민(2018), 『1~6차년도 사업체패널조사 기초분석보고서: 한국의 사업체로 본 노동시장 현황』, 한국노동연구원.
- 김정호·최경수(2018), 『기업 성장과 청년 일자리』, 『노동경제논집』 41(2), pp.1~29.
- 김준영(2011), 『고연령층 고용변동이 청년층 고용에 미치는 효과: 사업체패널 자료를 이용한 분석』, 『노동경제논집』 34(1), pp.71~101.
- 남재량(2018), 『정년 60세 이상 의무제 시행의 고용효과 연구』, 한국노동

- 연구원.
- _____ (2021), 「COVID-19 충격이 청년니트(NEET)에 미치는 영향에 대한 연구」, 『2021 한국노동패널 학술대회 논문집』, 한국노동연구원.
- 신동한·전현배(2022), 「기업 규모와 청년 고용: 종사자 연령별 일자리 창출구조에 대한 분석」, 『한국경제의 분석』, pp.1~50.
- 안주엽(2005), 『중장기 인력수급 전망 2005~2020』, 한국노동연구원.
- _____ (2011), 『세대간 고용대체 가능성 연구』, 한국노동연구원.
- 윤윤규(2007), 『기업의 고용조정에 관한 연구』, 한국노동연구원.
- 윤윤규·노민선·조성훈(2019), 『R&D 및 기술혁신 지원정책과 청년일자리 창출』, 한국노동연구원.
- 윤윤규·방형준·노용진(2018), 『혁신형 중소기업과 청년일자리 창출』, 한국노동연구원.
- 윤윤규·이철희(2008), 『'87년 이후 숙련구조의 변화』, 한국노동연구원.
- 이병현·김선영(2009), 「정부 R&D 지원사업의 중소기업 고용창출 효과」, 『노동리뷰』 55, pp.72~84.
- 이찬영·태원유·김정근·손민중(2011), 『인구고령화의 경제적 파장 - 성장잠재력, 생산성, 세대 간 일자리 대체를 중심으로』, 삼성경제연구소.
- 장인성·김정우·송민수·김기민(2021), 『사업체패널 1~8차 조사자료 User's Guide』, 한국노동연구원.
- 정혁·강창희(2022), 「경험자본-노동 보완성과 노동시장 인구구조 변화가 한국경제 성장과 분배에 미친 효과」, Working Paper.
- 정희진·강창희(2022), 「2013년 법정 정년 연장이 사업체의 고용규모에 미친 영향: “사업체패널조사” 자료를 이용한 분석」, 『한국경제의 분석』 28(2), pp.149~196.
- 제20대 대통령직인수위원회(2022. 5. 1), 보도자료.
- 통계청, 국가통계포털.
- 통계청 사회통계국 인구동향과(2022), 「2022년 6월 인구동향」.
- 통계청 인구동향과(2021), 「장래인구추계: 2020~2070년」.
- 한국노동연구원(각 연도), 「사업체패널 1~8차 조사 자료」.

한요셉(2017), 『청년기 일자리 특성의 장기효과와 청년고용대책에 대한 시사점』, 한국개발연구원.

_____ (2019), 『60세 정년 의무화의 영향: 청년 고용에 미치는 영향을 중심으로』, 한국개발연구원.

허재준·강신혁(2020), 『40대 고용실태 조사 연구』, 고용노동부·한국노동연구원.

홍민기(2008), 『고령자 고용정책의 고용효과에 대한 실증적 분석: 고용보조금제도』, 전병유 외, 『고령자 고용정책의 고용효과 분석』, 노동부 정책연구용역 보고서.

Abraham, Katharine G. and James L. Medoff(1984), “Length of Service and Layoffs in Union and Nonunion Work Groups,” *Industrial and Labor Relations Review* 38(1), pp.87~96.

Ali-Yrkkö, Jyrki(2005), “Impact of Public R&D Financing on Employment,” The Research Institute of The Finnish Economy.

Becker, Gary S.(1975), “Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis, with Special Reference to Education,” New York: NBER, Columbia University Press.

Carrozzo, Salvatore, and Alessandra Di Pietro(2019), “Imperfect substitutability between old and young workers.”

Castex, Gonzalo, Sang-Wook (Stanley) Cho, and Evgenia Dechter(2022), “The decline in capital-skill complementarity,” *Journal of Economic Dynamics and Control*.

Ciriaci, D., P. Moncada-Paternò-Castello, and P. Voigt(2016), “Innovation and job creation: a sustainable relation,” *Eurasian Business Review* 6(2), pp.189~213.

Coad, A., A. Segarra, and M. Teruel(2016), “Innovation and firm growth Does firm age play a role,” *Research Policy* 45(2), pp.387~400.

- Del Monte, A., and E. Papagni(2003), “R&D and the growth of firms : empirical analysis of a panel of Italian firms,” *Research Policy* 32.
- DiPrete, Thomas A., D. Goux, E. Maurin and M. Tahlin(1998), “Establishment Dynamics and Job Mobility : A Comparative Analysis of the Age-mobility Relationship in France and Sweden, Using Linked Employer-employee Data,” Working Paper, Duke University.
- Dolado, Juan J., Gergő Motyovszki, and Evi Pappa(2021), “The cyclical effects of monetary policy on inequality under capital-skill complementarity,” *American Economic Journal : Macroeconomics*, pp.292~332.
- Ebersberger, B.(2004), “Labor Demand Effect of Public R&D Funding,” VTT Working Papers no 9, Technical Research Centre of Finland.
- Gautier, Pieter A., G. J. van den Berg, J. C. van Ours and Geert Ridder(1999), “Separation at the Firm Level,” In *The Creation and Analysis of Employer-employee Matched Data*, edited by J.C. Haltiwanger et al., Elsevier Science Publishing Company, Inc.
- Geroski, P. A., and S. Toker(1996), “The turnover of market leaders in UK manufacturing industry : 1979~1986,” *International Journal of Industrial Organization* 14, pp.141~158.
- Griliches, Zvi(1969), “Capital-Skill Complementarity,” *Review of Economics and Statistics* 51, pp.465~468.
- Gruber, Jonathan, and Kevin Milligan(2010), *Do Elderly Workers Substitute for Younger Workers in the United States?*, edited by Jonathan Gruber, and A. Wise David, University of Chicago press.
- Hashimoto, Masanori(1981), “Firm-Specific Human Capital as a

- Shared Investment,” *American Economic Review* 71, pp.475~482.
- Hassink, Wolter H. J(1999), “On the Incidence of Layoffs,” In *The Creation and Analysis of Employer-employee Matched Data*, edited by J. C. Haltiwanger et al., Elsevier Science Publishing Company, Inc.
- Hayami, Hitoshi and Masahiro Abe(1998), “Labor Demand by Age and Gender : Evidence from Linked Micro Data,” Keio University Working Paper.
- Henningsen, Arne, and Géraldine Henningsen(2012), “On estimation of the CES production function—Revisited,” *Economics Letters*, pp.67~69.
- Hutchens, Robert M(1986), “Delayed Payment Contract and A Firm’s Propensity to Hire Older Workers,” *Journal of Labor Economics* 4, pp.439~457.
- Jeong, Hyeok, Yong Kim, and Iourii Manovskii(2015), “The Price of Experience,” *American Economic Review*, pp.784~815.
- Kang, ShinHyuck(2022), “Regular and Non-regular Workers Substitutability and Policy Implications in South Korea,” Working Paper.
- Kmenta, Jan(1967), “On Estimation of the CES Production Function,” *International Economic Review*, pp.180~189.
- Kogan, L., D. Papanikolaou, A. Seru, and N. Stoffman(2017), “Technological innovation, resource allocation, and growth,” *The Quarterly Journal of Economics* 132(2), pp.665~712.
- Koike, Kazuo(1989), *The Japanese Employment Practice and Labor Market*(In Japanese).
- Krusell, Per, Lee E. Ohanian, José-Víctor Ríos-Rull, and Giovanni L. Violante(2000), “Capital-Skill Complementarity and Inequality : A Macroeconomic Analysis,” *Econometrica*, pp.1029~1053.

- Lallemand, Thierry and François Rycx(2009), “Are Young and Old Workers Harmful for Firm Productivity?,” IZA Discussion Paper No. 3938.
- Lanot, Gauthier, and Panos Sousounis(2016), “The National Minimum Wage and the Substitutability Between Young and Old Workers in Low Paid Occupations,” *The Manchester School* 85(5).
- Lazear, Edward P.(1979), “Why Is There Mandatory Retirement?,” *Journal of Political Economy* 87, pp.1261~1284.
- _____(1998), *Personnel Economics for Management*, New York : John Wiley & Sons, Inc.
- Mérette, Marcel(2007), “Substitution between Young and Old Workers in an Ageing Context,” Working Paper.
- Merrilees, W. J.(1982), “Labor Market Segmentation in Canada : An Econometric Approach,” *Canadian Journal of Economics* 15 (3).
- Oi, Walter(1962). “Labor As a Quasi-fixed Factor,” *Journal of Political Economy* 70, pp.538~555.
- Pugsley, Benjamin Wild, and Ayşegül Şahin(2019), “Grown-up Business Cycles,” *The Review of Financial Studies*, pp.1102~1147.
- Rosen, Sherwin(1968), “Short-run Employment Variation on Class-I Railroads in the U.S., 1947~1963,” *Econometrica* 36, pp.511~529.
- Scherer, F. M.(1965), “Firm size, market structure, opportunity and the output of patented inventions,” *American Economic Review* 55(5), pp.1097~1123.
- Thursby, Jerry G., and C. A. Knox Lovell(1978), “An Investigation of the Kmenta Approximation to the CES Function,” *International Economic Review*, pp.363~377.

Wels, Jacques(2017), “Are older and young workers substitutes? A time-series analysis based on the British LFS,” *American Sociological Association(2016-08: Montréal)*.

Yoon, Yoon-Gyu(2001), “Adjustment of Labor Inputs And Wages of Different Age Groups In Response To Product Demand Shocks : Large Manufactruing Firms in Korea, 1986~1992,” Ph.D. Dissertation, Cornell University.

[부 록]

〈부표 1〉 연도별 사업체패널조사 기초통계 : 2005~2019년

	평균값	표준편차	최솟값	최댓값	왜도	첨도	표본수
사업체패널조사(WPS) 2005년 기초통계							
총근로자 수(명)	148,5315	510,4984	23,0000	33,983,0000	30,9153	1,564,5120	1,661
청년층 근로자 수(명)	33,0770	125,7702	1,0000	5,928,0000	24,0676	841,3665	1,661
고령층 근로자 수(명)	17,7319	63,8798	1,0000	4,969,0000	37,8809	2,470,0600	1,661
실질 매출액(백만원)	91,198,2300	551,211,6000	229,4631	31,000,000,0000	27,6035	1,244,3830	1,267
실질 유형자산(백만원)	41,303,3700	447,031,9000	9,4717	38,700,000,0000	56,2492	4,059,8560	1,161
실질 매출원가(백만원)	79,643,1200	501,910,6000	53,0633	28,900,000,0000	29,4015	1,384,6420	1,197
실질 판매비(백만원)	15,423,9100	81,377,7200	49,2671	2,253,182,0000	13,7130	265,3127	1,140
사업체 연혁(년)	17.2110	13.9545	1.0000	121.0000	1.9418	9.5017	1,661
사업체패널조사(WPS) 2007년 기초통계							
총근로자 수(명)	149,7405	480,5848	22,0000	17,082,0000	17,1982	411,4848	1,416
청년층 근로자 수(명)	31,6999	147,2728	1,0000	7,826,0000	31,8555	1,394,5190	1,416
고령층 근로자 수(명)	19,8978	61,2651	1,0000	2,168,0000	12,8345	265,5036	1,416
실질 매출액(백만원)	69,697,9100	489,954,0000	51,0731	29,500,000,0000	34,7860	1,625,5480	1,169
실질 유형자산(백만원)	33,439,5600	192,380,9000	2,4321	5,984,461,0000	15,4413	329,1164	1,152
실질 매출원가(백만원)	60,129,5900	431,830,5000	23,1045	27,000,000,0000	37,4007	1,880,1510	1,101
실질 판매비(백만원)	11,526,0400	69,646,6100	5,8775	2,861,750,0000	21,5252	618,0570	1,180
사업체 연혁(년)	19.5084	14.1685	1.0000	123.0000	1.8388	9.1809	1,416
사업체패널조사(WPS) 2009년 기초통계							
총근로자 수(명)	152,9683	472,7114	14,0000	17,775,0000	19,0334	518,4798	1,438
청년층 근로자 수(명)	28,6813	117,9830	1,0000	6,514,0000	32,7817	1,629,2860	1,438
고령층 근로자 수(명)	24,2157	69,0960	1,0000	2,893,0000	13,9245	376,2760	1,438
실질 매출액(백만원)	176,468,7000	1,343,641,0000	6,7833	46,100,000,0000	17,6851	429,3784	1,151
실질 유형자산(백만원)	76,435,6800	538,991,2000	0,0000	13,000,000,0000	13,5648	220,1732	1,127
실질 매출원가(백만원)	130,367,4000	1,029,540,0000	19,2195	38,000,000,0000	20,1580	549,6220	1,062
실질 판매비(백만원)	23,307,3200	168,320,3000	1,1306	6,195,822,0000	20,6092	573,3142	1,128
사업체 연혁(년)	21.9103	14.8358	2.0000	125.0000	1.9177	9.3892	1,438

〈부표 1〉의 계속

	평균값	표준편차	최솟값	최댓값	왜도	첨도	표본수
사업체패널조사(WPS) 2011년 기초통계							
총근로자 수(명)	153.8580	418.2954	11.0000	15,036.0000	14.6841	349.2717	1,418
청년층 근로자 수(명)	29.5067	129.6019	1.0000	8,567.0000	31.8891	1,758.8220	1,418
고령층 근로자 수(명)	26.0813	81.9403	1.0000	2,502.0000	14.1503	294.8440	1,418
실질 매출액(백만원)	128,917.3000	712,038.1000	210.0996	30,300,000.0000	22.5718	763.0155	1,189
실질 유형자산(백만원)	48,238.3100	280,600.7000	0.0000	8,772,289.0000	16.7065	368.6996	1,185
실질 매출원가(백만원)	111,635.3000	632,269.9000	58.0677	24,300,000.0000	21.2572	653.1689	1,170
실질 판매비(백만원)	19,353.2900	105,115.6000	70.7370	5,638,177.0000	22.5982	979.6667	1,183
사업체 연혁(년)	23.5282	15.1361	1.0000	127.0000	1.7929	8.8080	1,418
사업체패널조사(WPS) 2013년 기초통계							
총근로자 수(명)	144.3435	448.2476	25.0000	22,000.0000	24.3437	922.7992	1,497
청년층 근로자 수(명)	24.3520	114.3704	1.0000	6,733.0000	31.8554	1,541.4850	1,497
고령층 근로자 수(명)	26.3739	71.6794	1.0000	3,800.0000	18.1290	683.1968	1,497
실질 매출액(백만원)	220,583.4000	2,006,860.0000	36.1558	153,000,000.0000	44.4261	3,109.8600	1,151
실질 유형자산(백만원)	78,939.1500	643,592.7000	0.0000	41,400,000.0000	32.3126	1,709.5790	1,154
실질 매출원가(백만원)	191,744.7000	1,664,719.0000	0.4080	113,000,000.0000	36.0483	2,154.5500	1,056
실질 판매비(백만원)	31,141.3600	349,581.2000	22.7950	26,300,000.0000	50.6155	3,305.0780	1,149
사업체 연혁(년)	24.4313	15.2182	1.0000	129.0000	1.7129	8.0302	1,497
사업체패널조사(WPS) 2015년 기초통계							
총근로자 수(명)	114.9759	344.1778	11.0000	19,919.0000	27.6633	1,124.2360	2,624
청년층 근로자 수(명)	29.3872	134.8660	1.0000	8,124.0000	42.1867	2,337.3990	2,624
고령층 근로자 수(명)	17.6004	54.2134	1.0000	3,013.0000	22.7931	924.3801	2,624
실질 매출액(백만원)	133,347.1000	988,090.0000	183.7632	34,600,000.0000	14.2960	265.4141	1,751
실질 유형자산(백만원)	49,648.8900	371,781.9000	0.0000	12,300,000.0000	16.0208	359.0860	1,752
실질 매출원가(백만원)	110,166.6000	862,098.0000	2.0000	26,100,000.0000	14.3742	248.5935	1,751
실질 판매비(백만원)	19,237.0300	212,972.3000	10.0000	12,700,000.0000	47.3117	2,763.7070	1,751
사업체 연혁(년)	20.4446	13.6734	2.0000	111.0000	1.1335	4.6536	2,624

〈부표 1〉의 계속

	평균값	표준편차	최솟값	최댓값	왜도	첨도	표본수
사업체패널조사(WPS) 2017년 기초통계							
총근로자 수(명)	120.9062	330.7973	25.0000	8,815.0000	15.4317	327.8565	2,200
청년층 근로자 수(명)	32.5666	133.5309	1.0000	5,003.0000	26.4572	907.0934	2,200
고령층 근로자 수(명)	17.8793	44.1572	1.0000	1,381.0000	12.3754	245.3812	2,200
실질 매출액(백만원)	73,747.2000	510,602.4000	248.3457	22,600,000.0000	26.4899	928.2077	1,555
실질 유형자산(백만원)	30,539.8900	214,300.3000	0.0000	8,122,904.0000	22.6406	645.0619	1,550
실질 매출원가(백만원)	55,009.8100	421,353.5000	10.6869	19,400,000.0000	33.1027	1,354.7060	1,508
실질 판매비(백만원)	9,170.1580	42,694.0600	42.6746	913,926.9000	12.3008	184.3614	1,538
사업체 연혁(년)	23.2548	14.1975	4.0000	114.0000	1.2124	4.8934	2,200
사업체패널조사(WPS) 2019년 기초통계							
총근로자 수(명)	123.4367	378.3832	25.0000	17,161.0000	19.3776	564.3671	2,134
청년층 근로자 수(명)	32.3497	140.5169	1.0000	5,025.0000	23.9663	744.6292	2,134
고령층 근로자 수(명)	18.6830	56.3971	1.0000	3,013.0000	20.8716	780.0992	2,134
실질 매출액(백만원)	64,521.6400	443,811.1000	200.7630	21,400,000.0000	29.0588	1,092.6940	1,728
실질 유형자산(백만원)	27,039.1700	218,033.6000	0.0000	12,200,000.0000	34.1306	1,499.7710	1,727
실질 매출원가(백만원)	43,772.6500	340,184.4000	8.2169	21,700,000.0000	44.3737	2,452.7780	1,673
실질 판매비(백만원)	9,617.9530	53,828.2400	14.3186	1,173,039.0000	16.8703	333.8278	1,717
사업체 연혁(년)	24.9809	13.7648	6.0000	116.0000	1.2286	5.0402	2,134

주: 실질변수는 모두 소비자물가지수로 정규화하였음. 사업체패널조사 가중치 활용.

자료: 사업체패널조사(WPS) 2005~2019년, 제1~8차 조사를 이용하여 저자 계산.

◆ 執筆陣

- 김세움(한국노동연구원 선임연구위원)
- 강신혁(한국노동연구원 부연구위원)
- 윤윤규(한국노동연구원 선임연구위원)

청년과 중고령 세대 간 고용대체 관계 연구

- 발행연월일 | 2022년 12월 26일 인쇄
2022년 12월 30일 발행
- 발 행 인 | 김 승 택 원장직무대행
- 발 행 처 | **한국노동연구원**
30147 세종특별자치시 시청대로 370
세종국책연구단지 경제정책동
☎ 대표 (044) 287-6080 Fax (044) 287-6089
- 조판·인쇄 | 고려씨엔피 (02) 2277-1508/9
- 등록 일자 | 1988년 9월 13일
- 등록 번호 | 제2015-000013호

© 한국노동연구원 2022 정가 6,000원

ISBN 979-11-260-0604-5



연구원

